

FEJEZETEK A MEZŐGAZDASÁGI ÁRAK ELEMZÉSÉBŐL

KTI Könyvek
17.

Sorozatszerkesztő
LAKI MIHÁLY

Bakucs Zoltán–Fertő Imre

FEJEZETEK
A MEZŐGAZDASÁGI ÁRAK
ELEMZÉSÉBŐL



MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet
Budapest, 2014

A kiadó címe:
MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet
1112 Budapest, Budaörsi út 45.
A kiadvány megrendelhető:
e-mail: biblio@econ.core.hu
telefon/telefax: 06-1-309-2649

Sorozatszerkesztő
LAKI MIHÁLY

TARTALOM

Köszönetnyilvánítás ► 9

Bevezetés ► 11

1. Vertikális ártranszmisszió és kereskedelmi árrés ► 13

Az ártranszmisszió elmélete – szimmetria és aszimmetria ► 13

Az aszimmetrikus ártranszmisszió lehetséges okai ► 15

Keresési vagy árfelfedezési költségek ► 15

Menüköltségek ► 16

Romlandó termékek problémája ► 17

Oligopolpiacok ► 18

A termelői árak kormányzati támogatása ► 19

Egyéb okok ► 19

Kereskedelmi árrés ► 20

A kereskedelmi árrés Gardner-féle modellje ► 21

Lineáris költségfüggvény ► 23

Másodfokú költségfüggvény ► 24

A kereskedelmi árrés más modelljei ► 25

A kereskedelem kínálatát módosító tényezők ► 27

Nemzetközi empirikus kutatási eredmények – vertikális ártranszmisszió ► 28

Prekointegrációs módszerrel végzett kutatások ► 29

Kointegrációs módszerrel végzett kutatások ► 29

2. Horizontális ártranszmisszió és a piacok integrációja ► 33

Piacok térbeli integrációjának az elmélete ► 33

Nemzetközi empirikus kutatási eredmények – horizontális integráció ► 35

Az árak térbeli integrációja a búzapiacon ► 35

Az árak térbeli integrációja a húspiacon ► 38

3. Módszertan ► 40

A nem stacionárius időszorelemzés fontosabb módszertani elemei ► 40

Egységgyökpróbák ► 40

- Egységgyökpróbák strukturális törés jelenlétében* ►41
- A kointegráció vizsgálata* ►42
- Kointegrációs vizsgálat strukturális törések jelenlétében* ►43
- Johansen-féle kointegrációs próba* ►43
- Nemlineáris kointegrációs modellek – küszöbkointegráció (küszöb-hibakorrekciós modell, TVECM)* ►45
- Nemlineáris kointegrációs modellek – Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)* ►46
- Nemlineáris kointegrációs modellek – Gonzalo–Pitarakis-modell* ►47
- Ártranszmissziós kutatások módszertana* ►47

4. Vertikális ártranszmisszió a magyar élelmiszerláncokban ►50

- Sertéshúspiac* ►50
- Marhahúspiac* ►54
- Tejtermékpia* ►57
- Zöldségpia* ►62
- Következtetések* ►64

5. Horizontális ártranszmisszió – empirikus eredmények ►65

- A mezőgazdasági árak térbeli integrációja a magyar tejpiacon* ►65
 - A hazai tejtermelés legfontosabb jellemzői* ►65
 - Felhasznált adatok* ►68
 - Empirikus elemzés* ►69
 - Eredmények, következtetések* ►74
- A magyar és német búza- és sertéshúspiacok térbeli integrációja* ►75
 - Lineáris vektor-hibakorrekciós modell* ►75
 - Hibakorrekciós modellek* ►85
 - Küszöb-hibakorrekciós modell (TVECM)* ►88
 - Következtetések* ►90
- A magyar és szlovén búzapiacok térbeli integrációja* ►91
 - Felhasznált adatok* ►91
 - Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)* ►92
 - Következtetések* ►96
- A magyar és német búzapiacok térbeli integrációja – Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)* ►96
 - Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)* ►97
 - Markov-féle rezsimváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)* ►99

- A kereskedelem elemzése* ► 103
- Következtetések* ► 104
- A magyar és lengyel tejpiac térbeli integrációja – Gonzalo–Pitarakis-modell ► 105
 - Felhasznált adatok és tesztvizsgálatok* ► 105
 - Eredmények* ► 107

6. Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása ► 111

- Kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatának vizsgálata Magyarországon – tejtermékek példája ► 111
 - A nemzetközi irodalom áttekintése* ► 111
 - Felhasznált adatok* ► 116
 - A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése – leíró statisztikai elemzés* ► 116
 - Az időleges árváltozások terjedelme* ► 119
 - A léértékelések jelentősége a kiskereskedelmi árak változékonyságában* ► 120
 - A tejtermékek árdinamikájának értékelése* ► 124
 - Következtetések* ► 125
- Árleszállítás elméletei és empirikus vizsgálata – a tej példája ► 126
 - Az árleszállítás elméletei* ► 126
 - Empirikus vizsgálatok* ► 127
 - Következtetések* ► 136

7. Makrogazdasági változók hatása a mezőgazdaságra ► 137

- Makrogazdasági változók hatása a mezőgazdasági árakra ► 138
 - A hazai agrárpolitika és a magyar mezőgazdaság teljesítménye* ► 139
 - Felhasznált adatok* ► 144
 - Stacionaritási és integrációs próbák* ► 145
 - Kointegrációs tesztek* ► 147
 - Impulzus–válasz-függvények* ► 149
 - Következtetések* ► 151
- Mezőgazdasági árak túlszaladása Szlovéniában ► 152
 - Felhasznált adatok és módszertan* ► 152
 - Integráció és kointegráció próbák* ► 153
 - Vektor-hibakorrektions modellbecslés* ► 154
 - Következtetések* ► 156

Hivatkozások ► 159

Köszönetnyilvánítás

Könyvünk az elmúlt hét évben végzett kutatómunkánkon alapul, amelyet számos kutatási pályázat támogatott: az OTKA F 67896. számú, *A monetáris politika hatása a mezőgazdasági árakra. Egy nemzetközi összehasonlítás* című, a CERGE-EI *Global Development Network* című programjai, a GVH Versenykultúra Központja, Bolyai János kutatási ösztöndíj, Eötvös Lóránd ösztöndíj, valamint az MTA különböző bilaterális kutatási csereprogramjai. Valamennyi támogatóknak köszönjük, hogy biztosították a kutatás anyagi hátterét. Sokat tanultunk kollégáinktól, akikkel a különböző kutatásokban együtt dolgoztunk, noha nem mindegyikből lett közös publikáció, név szerint Štefan Bojnec (Primorska Egyetem, Koper), *Cristoph Bontemps* és *Michel Simioni* (INRA, Toulouse), *Bernhard Brümmer* és *Stephan von Cramon-Taubadel* (Georg-August Egyetem, Göttingen), *Jan Fałkowski* (varsói Egyetem), *Heinrich Hockmann* és *Oleksandr Perekhozhuk* (Közép-kelet-európai Agrárfejlesztési Leibniz Intézet).

Köszönettel tartozunk továbbá munkahelyünknek az MTA KRTK Közgazdaságtudományi Intézetének, mindenekelőtt *Fazekas Károly* igazgatónak, hogy az intézet sajátosan nyugodt légköre jó háttért teremtett munkánkhoz.

Budapest, 2014. január

Bakucs Zoltán és Fertő Imre

Bevezetés

A mezőgazdasági árak elemzése az agrárközgazdaságtan főáramának régi témája. Jól jelzi ezt, hogy számos tankönyv szolgálja szerte a világon e tárgy oktatását (*Ferris* [1997], *Tomek–Robinson* [2003], *Hudson* [2007]). A következőkben a mezőgazdasági árak elemzése szerteágazó problémakörének csak néhány szempontját érintjük, amelyekkel az elmúlt években foglalkoztunk. A könyv hét fejezetében négy nagyobb kérdéskört veszünk szemügyre.

AZ ELSŐ NAGYOBB TÉMA a kereskedelmi árrés és a vertikális ártranszmisszió kérdése. A kereskedelmi árrés vizsgálata természeténél fogva (szak)politikailag is érzékeny kérdés. Ki ne hallott volna termelőket vagy fogyasztókat panaszkodni arról, hogy túlságosan magas a kereskedelmi árrés? A termelőknek túl keveset fizetnek az áruért, miközben a fogyasztók túl magas árat fizetnek. A feldolgozók és különösen a kereskedők – kihasználva piaci erőfölényüket – a gazdaságilag indokoltnál magasabb árréssel dolgoznak. A kereskedelmi árréshez szorosan kapcsolódó probléma a vertikális ártranszmisszió. A kérdést úgy fogalmazhatjuk meg, hogy vajon a termelői árak csökkenése/növekedése milyen mértékben és gyorsan jelenik meg a fogyasztói árak csökkenésében/növekedésében. A hétköznapi tapasztalat arra utal, hogy a termelői árak változását nem feltétlenül követik ugyanolyan mértékben és ugyanolyan gyorsasággal a fogyasztói árak változásai. Az első fejezetben áttekintjük a *vertikális ártranszmisszió és a kereskedelmi árrés elméleti modelljeit* és a hozzájuk kapcsolódó empirikus vizsgálatokat.

A MÁSODIK KÉRDÉSKÖR a horizontális ártranszmisszió. Az árak nyilvánvalóan nemcsak az élelmiszerlánc különböző szintjei között változhatnak, hanem térben is. Ezek az árváltozások jó indikátorai, hogy a piacok mennyire integráltak térben, ami nem csak országon belül fontos kérdés, hanem országok között is – különösen, ha az adott országok egy nagyobb gazdasági integráció részei, mint például az Európai Unió. Feltételezhetjük, hogy a mélyebb gazdasági integráció a piacok magasabb fokú térbeli integráltságához vezethetnek. A második fejezetben ezért a *horizontális ártranszmisszió elméleti hátterét* mutatjuk be, valamint ismertetjük néhány fontosabb mezőgazdasági piac esetében az empirikus tanulmányok eredményeit.

A harmadik fejezet talán némileg meglepő módon a *nem stacionárius idősorok elemzésének* legfontosabb módszertani elemeivel foglalkozik. A témakör kötetbeli helyét két okkal magyarázhatjuk. Egyrészt, a vertikális és a horizontális ártranszmisszió elemzése azonos módszertani eszközöket kíván. Másrészt, mielőtt rátérnénk saját vizsgálataink bemutatására, célszerűnek tartottuk, hogy külön fejezetben foglaljuk össze a nemzetközi irodalomban széles körben alkalmazott és az általunk is használt empirikus módszereket. Továbbá szerettük volna elkerülni a felesleges ismétléseket a különböző piacok elemzésének bemutatásakor.

A negyedik fejezetben a különböző *magyar élelmiszerláncokra* – sertéshús, marhahús, tej, zöldségek – *elvégzett vertikális ártranszmissziós vizsgálataink eredményeit* ismertetjük. Az ötödik fejezet a *magyar és más európai országok* – Németország, Lengyelország és Szlovénia – közötti *horizontális ártranszmisszióval* foglalkozó kutatásaink eredményeit mutatja be.

HARMADIK KUTATÁSI TÉMÁNK a fogyasztási cikkek, benne az élelmiszerek árképzésének – a kiskereskedelmi láncok térhódítását követő – jelentős változásához kapcsolódik. Naponta bombáznak bennünket a különböző áruházláncok kedvezményes ajánlatokkal. Az árleszállítási akciók mindennapossá váltak. A közgazdaságtan számos egymással versengő elméletet dolgozott ki az árleszállítások magyarázatára. A hatodik fejezetben a *tejtermékek példáján teszteljük a leértékelések elméleteinek előrejelzéseit*.

NEGYEDIK TÉMAKÖRÜNK a mezőgazdasági árak makroszintű vizsgálata. A mezőgazdasági árak elemzése általában mikro-, termék- vagy piacsintű vizsgálat. A mezőgazdasági árak általános színvonalát azonban a makrogazdasági tényezők határozzák meg döntően. A hetedik fejezetben bemutatjuk, hogy *milyen makrogazdasági tényezők határozzák meg a mezőgazdasági árakat* Magyarországon, illetve miként befolyásolja a monetáris politika Szlovéniában a mezőgazdasági árakat.

1. Vertikális ártranszmisszió és kereskedelmi árrés

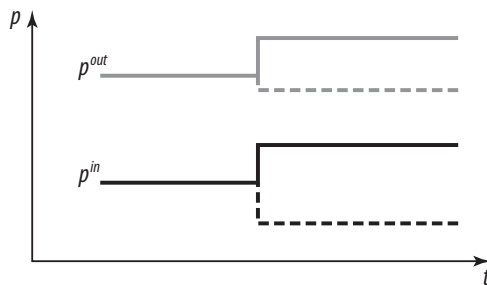
Az ártranszmisszió elmélete – szimmetria és aszimmetria

Ártranszmisszióknak nevezzük azt a folyamatot, amikor az árinformáció valamely irányban végigáramlik az értékesítési láncon, és a különböző gazdasági szereplők hatására átalakul. Aszimmetrikus ártranszmisszióról akkor beszélünk, amikor az árinformáció terjedési sebessége és/vagy nagysága attól függ, hogy a piac melyik ára mozdult el az addigi egyensúlyi pontból.

Az egyszerűség kedvéért, tekintsünk egy kétszintű piacot, ahol egy p^{in} árú input-terméket használunk fel egy p^{out} árú outputtermék előállítására. Tegyük fel, hogy a piacok egyensúlyban vannak, vagyis az árak változatlanok maradnak, amíg nem éri sokk a piac valamelyik szintjét. Ha a piacok tökéletesen kompetitívek, azaz a piaci szereplők tökéletesen informáltak, akkor az egyik árat ért sokk esetén a másik ár is azonnal és teljes mértékben igazodik az új információkhoz, és azonnal létrejön az új egyensúly. Ha ellenben a piacokat nem a tökéletes verseny jellemzi, akkor a sokkot követő új árinformáció aszimmetrikusan gyűrűzhet tovább a többi piacra. Az aszimmetria különböző típusait a legegyszerűbb grafikusan szemléltetni. Meyer–Cramon-Taubadel [2004] összefoglaló munkáját követve, sorba vesszük az aszimmetrikus ártranszmisszió lehetséges típusait.

Az 1.1. ábra az aszimmetria terjedelmét mutatja. Az outputár (p^{out}) változásának a nagysága az inputár (p^{in}) változásának az irányától függ. Ha p^{in} növekszik, akkor arányaiban ugyanannyival növekedik a p^{out} is, míg ha p^{in} csökken, akkor a p^{out} -ban bekövetkező változás mértéke (arányaiban) kisebb, mint a p^{in} -ben bekövetkezett ár-csökkenés.

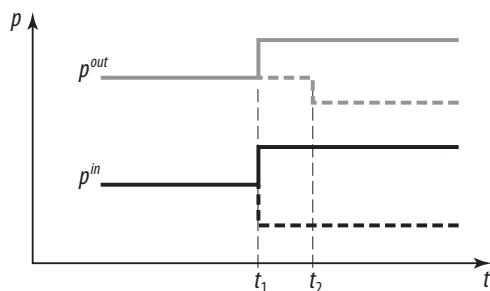
1.1. ÁBRA ■ Az aszimmetrikus ártranszmisszió terjedelme



Forrás: Meyer–Cramon-Taubadel [2004] 1.a) ábra.

Az 1.2. ábrán az ártranszmisszió *sebességét* ábrázoltuk. A p^{in} hatására a p^{out} -beli változások bekövetkeztének a gyorsasága attól függ, hogy az eredeti változás pozitív vagy negatív volt-e. Ebben az esetben, az input ára azonnal megnő, de csak egy $(t_2 - t_1)$ késséssel csökken.

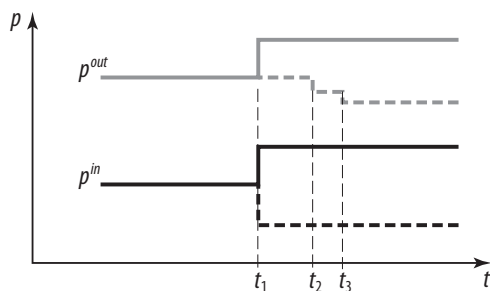
1.2. ÁBRA - A szimmetrikus ártranszmisszió sebessége



Forrás: Meyer–Cramon-Taubadel [2004] 1.b) ábra.

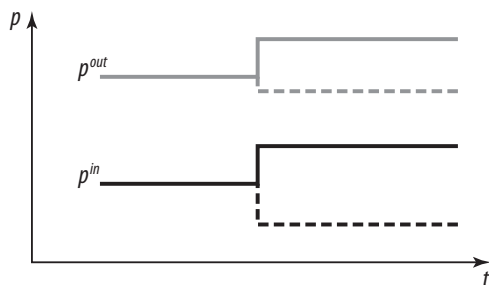
Az 1.3. ábra az előző két eset egy lehetséges kombinációját mutatja be, ahol egyszerre van jelen *terjedelembeli* és a *sebességbeli* aszimmetria az ártranszmisszióban. Az inputár-növekedés teljes mértékben továbbgyűrűzik két $(t_1, \text{ illetve } t_2)$ lépésben. Ellenben az inputárcsökkenés három időperióduson keresztül gyűrűzik át $(t_1, t_2 \text{ és } t_3)$, és nem lesz teljes transzmisszió.

1.3. ÁBRA - Aszimmetrikus ártranszmisszió – terjedelem és sebesség



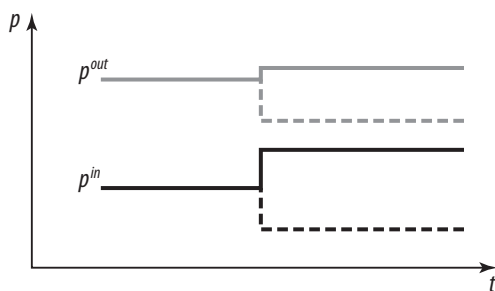
Forrás: Meyer–Cramon-Taubadel [2004] 1.c) ábra.

Megkülönböztetünk *pozitív* vagy *negatív* aszimmetriát. Az 1.4. ábra pozitív aszimmetriát ábrázol, ahol p^{out} nagyobb mértékben reagál az árnövekedésre, mint az ár-csökkenésre.

1.4. ÁBRA - Pozitív aszimmetrikus ártranszmisszió

Forrás: Meyer-Cramon-Taubadel [2004] 2. ábra.

Az 1.5. ábrán egy negatív aszimmetrikus ártranszmissziót ábrázoltunk, ahol a p^{out} outputár gyorsabban és erősebben reagál a p^{in} egy esetleges csökkenésére, mint növekedésére.

1.5. ÁBRA - Negatív aszimmetrikus ártranszmisszió

Forrás: Meyer-Cramon-Taubadel [2004] 3. ábra.

Az aszimmetrikus ártranszmisszió lehetséges okai

Az ártranszmisszióval foglalkozó tanulmányok számos negatív vagy pozitív aszimmetriát elősegítő okot sorolnak fel, sőt – mint látni fogjuk – néha azonos kategóriába tartoznak a negatív és a pozitív aszimmetriát létrehozó okok.

Keresési vagy árfelfedezési költségek

A keresési vagy árfelfedezési költségek lokális aszimmetrikus ártranszmissziót okozhatnak, ha a lokális piacok nem tökéletesek. Egyes, akár kicsi kereskedelmi cégek is rendelkezhetnek lokális piaci erővel, ha a helyi piacok nem tökéletesek. Jó példa erre, ha a kerületbe kevés hasonló profilú cég működik (vagy esetleg nincs lokális versenytárs, így a cég helyi monopóliumot élvez).

Miller–Hayenga [2001] szerint bár az itt említett esetben a fogyasztóknak számos választási lehetőségük van (vagyis az árinformáció megszerezhető és elemezhető), a *keresési költségek* miatt azonban nem, vagy csak bizonyos időeltolódással képesek pontos és teljes információkat beszerezni a kérdéses termékek más cégek által kínált áairól. Ezek szerint, bár a fogyasztó észreveszi az adott kereskedelmi egységben bekövetkezett árnövekedést, de megfelelő árinformáció-keresési folyamat nélkül nem tudja, hogy vajon más üzletekben is nőtt-e a szóban forgó termék ára. Ezt kihasználva, a kereskedők gyorsan emelik a termékek árát, ha a termelői árak növekednek, és csak lassan csökkentik a fogyasztói árakat, ha a termelői árak csökkennek. Mivel az árváltozások temporálisak, a fogyasztók nem engedhetik meg maguknak a jobb ár keresésének a költségeit, így rövid távon, magasabb árakon vásárolnak. Ugyanakkor a kereskedők sem engedhetik meg maguknak, hogy hosszú távon fenntartsák a kelletnél magasabb árakat, mivel így már megérheti a fogyasztóknak, hogy tájékozódjanak a piacon, és megtalálják az alacsonyabb árát.

Menüköltségek

Ha egy cég emeli vagy csökkenti az árait, akkor az újraárazással kapcsolatos költségekkel (például újra kell nyomtatni az árlistákat, katalógusokat, informálni kell a kereskedelmi partnereket, eladókat és fogyasztókat, vagy esetleg bonyolultabb folyamatokból eredő költségekkel) kell szembenéznie.

Azzam [1999] a következőképpen magyarázza a menüköltségeknek tulajdonítható aszimmetrikus ártranszmissziót: minden esetben, amikor a kereskedők változtatják az árakat, különböző fix költségekkel kell számolniuk. Ezek szerint a kereskedőknek arról kell dönteniük, hogy átárazzák-e a termékeket vagy sem, ha igen, akkor pedig milyen időintervallumra tegyék ezt. A racionális döntéshez nagyon sok tényezőt kell figyelembe venniük, ezek közül megemlíthetők a jövőbeli kiskereskedelmi költségek, a várható jövőbeli kis- és nagykereskedelmi árak, tervezési költségek stb. Ezeket figyelembe véve, amennyiben a mezőgazdasági vagy feldolgozó ár nő vagy csökken, a kiskereskedők csak akkor áraznak át, ha a várható nyereség meghaladja az átárazással járó várható költségeket. Ebből következik, hogy az ármozgásnak létezik egy bizonyos intervalluma, ahol a kereskedelmi árak merevek lesznek, függetlenül attól, hogy a mezőgazdasági árak növekednek vagy csökkennek.

Abdulai [2002] szerint a *menüköltségek* miatt változtatják meg a cégek a stratégiájukat az olyan *tartós* ármozgásokra válaszul, amelyek növelik vagy csökkentik készleteiket. Ha az ármozgásokat átmenetinek ítélik, akkor rövid távon hagyják a készleteket csökkenni vagy növekedni.

Szintén a *menüköltségek* kategóriájába tartozik az inflációs hatások okozta aszimmetria is. *Ball–Mankiw* [1994] szerint inflációs környezetben az olyan termelői piacról eredő sokkok, amelyek a fogyasztói ár növekedése irányába hatnak, nagyobb mértékű választ váltanak ki kiskereskedelmi árakban, mint az árcsökkenés irányába mutató

sokkok. Ennek oka: a cégek felhasználják a pozitív ársokkokat, hogy korrigálják a felgyülemlett, illetve a várt inflációt is, míg negatív sokkok esetén, ha a termelői árak csökkennek, akkor a kiskereskedők elkerülhetik a *menü költségek* megfizetését. Ezért nem, vagy csak részleges árkorrekciót tesznek, mondván, hogy az infláció önmagától majd kiigazítja a negatív ársokkok hatását.

Az eddig bemutatott áralkalmazkodási költségek pozitív aszimmetriához vezettek. *Bailey–Brorsen* [1989] az áralkalmazkodáshoz kapcsolódó negatív aszimmetriát figyelt meg az Egyesült Államok szarvasmarhapiacán: a szarvasmarha-feldolgozóipar és a szarvasmarha-tenyésztő gazdák különböző áralkalmazkodási költségek elé néznek. A feldolgozók jelentős tőkét fektetnek be a kapacitásaikba (épületek, felszerelések, járművek stb.), amely fix költséggel jár (amortizáció), ráadásul a munkaerőköltség is fix költségnek tekinthető középtávon. Ezek a fix költségek pedig elég nagyok ahhoz, hogy a feldolgozók hajlandók legyenek rövid távon csökkenteni az árrésüket, csakhogy működtethessék a kapacitásaikat. A tenyésztőknek a technológiából adódóan két hét áll rendelkezésre ahhoz, hogy – magasabb árakra várva – az eladástól visszatartsák a megfelelő korú állatállományukat. A különböző típusú *menü költséggel* működő felvásárlók és gazdálkodók különbözőképpen viselkednek árváltozáskor. A felvásárlók hajlamosak gyorsan felhajtani az árakat más régiókban levő versenytársaikkal szemben, miközben a feldolgozott mennyiség szinten tartásához csak lassan csökkentenék a gazdáknak tett arajánlataikat, így pedig negatív ártranszmisszió jön létre.

Az újraárazás költségének mint a *menü költségek* egy alkotóelemének mértékéről képet kaphatunk *Levy és szerzőtársai* [1997] nyomán publikált becsléseik alapján: az Egyesült Államok szupermarketláncáiban az újraárazás átlagos költsége a bevételek 0,7 százaléka, 35 százalékos nettó kereskedelmi árrés, illetve 52 százalékos árváltozás mellett (*Tomek–Robinson* [2003] 132. o.). Az árváltoztatás költsége akkor volt a legnyilvánvalóbb, amikor azokat a termékeket figyelték meg, amelyek már ki voltak helyezve a polcokra, és kézzel kellett újraárazni őket, de akkor is megfigyelhetők voltak, amikor számítógépes árlistákon végzett változtatásokat figyelték.

Romlandó termékek problémája

Ward [1982] az Egyesült Államok frisszöldség-piacát tanulmányozva a termékek romlandóságát emelte ki mint a negatív aszimmetria okozóját: ha a friss, romlandó termékek termelői és nagybani ára emelkedik, akkor a kiskereskedők ellenállnak az árnövelés csábításának. A romlandó termékek kategóriájába sok olyan termék tartozik, amelynek magas a forgalma. Ezért, ha a kereskedők emelik a termékek árait, csökkenhet az eladás mértéke, és növekszik annak a valószínűsége, hogy a termékek megromlanak. Warddal ellentétben *Heien* [1980] szerint az árváltoztatások elsősorban nem a romlandó termékekre hatnak ki, hanem a hosszú polcéletű termékekre, mivel ezek árváltoztatása hosszabb időbe telik, így költségesebb és nagyobb hírnévvesztéssel jár a cég számára.

Oligopolpiacok

A gazdálkodók és az értékesítési lánc végén levő fogyasztók egyaránt meg vannak győződve róla, hogy az élelmiszer-feldolgozó, illetve -kereskedelmi szektorban uralkodó, távolról sem tökéletes verseny lehetőséget nyújt az piaci közvetítőknek (*middlemen*), hogy *piaci erejükkel* visszaéljenek. Másképpen fogalmazva: a piaci közvetítők a kereskedelmi árrésüket csökkentő inputár-növekedéseket gyorsabban és teljesebben továbbítják, mint a kereskedelmi árrésüket növelő inputár-csökkenéseket.

Bailey–Brorsen [1989] szerint, ha egy cég úgy gondolja, hogy az inputár növekedése esetén mindegyik versenytárs emelni fogja az outputárakat, ellenben egyik sem csökkenti ugyanakkora mértékben az árakat, ha az inputok olcsóbbak lesznek, akkor pozitív ártranszmissziós aszimmetria keletkezik. Ellenben ha egy cég úgy gondolja, hogy a versenytársak inkább hajlandók outputárait csökkenteni, ha az inputár csökken, és nem emelni az output árakat, ha az inputárak emelkednek, akkor negatív aszimmetria jön létre. Ez nem feltétlenül a tiltott együttműködés jele, hanem a cégek „menet közbeni tanulásának” stratégiájába illeszthető (*Meyer–Cramon-Taubadel* [2004] 587. o.). *Abdulai* [2002] a svájci sertéspiaccal foglalkozó művében *Borenstein és szerzőtársai* [1997]-re hivatkozva mutatja be a küszöbármodellt (*trigger price model*), mely az oligopolista koordináció aszimmetrikus ártranszmisszióra gyakorolt hatását érzékelteti. Néhány domináns vállalat az adott piacon hallgatólagosan együttműködik, és koordinálja az árakat. A piaci erő kihasználása érdekében, illetve hogy egyik vállalat se csapja be a többi, az együttműködő vállalatok „küszöbárakat” használnak az esetleges csalók azonosítására. Ha valamelyik cég, abbéli igyekezetében hogy bővítse a piaci részesedését, a küszöbár alá megy az adott termék fogyasztói árával, akkor a többi együttműködő cég „megbünteti” a csalót. Ezért a kereskedők óvatosak a hirtelen árcsökkenések esetén, és nem viszik le azonnal a fogyasztói árakat, ahogy a termelői árak csökkennek, nehogy a többi kereskedő csalónak tekintse, és megbüntesse őket. A termelői ár növekedése esetén azonban a csalás veszélye nem áll fenn, így a kereskedők kedvük szerint emelhetik a fogyasztói árakat, ekképpen azonnal továbbítva az inputár növekedését, pozitív aszimmetriát okozva.

Az empirikus kutatást ugyanakkor nehezíti, hogy nem világos, mivel is lehet pontosan mérni a *piaci erőt*. *Meyer–Cramon-Taubadel* [2002] említ ugyan a piaci erő aszimmetrikus ártranszmissziót generáló hatásával foglalkozó műveket, amelyek a koncentráció valamilyen mérőszámát alkalmazzák a piaci erő becslésére, ugyanakkor bírálja is ezt a módszert, mert nem tartja teljesen megbízhatónak. A felsorolt kutatások alapján elmondhatjuk, hogy bár a *piaci erő* alkalmazása vezethet aszimmetriához, de *a priori* nem világos, hogy ez negatív vagy pozitív aszimmetria lesz.

A termelői árak kormányzati támogatása

Kinnucan–Forker [1987] szerint az ártámogatáson vagy értékesítési kvótákon keresztül megvalósított kormányzati beavatkozásnak aszimmetrikus ártranszmissziót előidéző hatása van. A nagy- és kiskereskedők némi bizonytalansággal szembesülnek, amikor a jövőbeli árakat az inputköltségeik változásaira kívánják alapozni. Ha a költségváltozásokat időlegesnek tekintik, akkor az a tudat, hogy később majd úgy is újra kell árazni, arra ösztönzi őket, hogy a jelenlegi árakat ne változtassák. A kormányzati ártámogató beavatkozás, amely hosszú távra meghatározza a mezőgazdasági termékek minimumárát, részben csökkenti a költségek itt említett bizonytalanságát. Ezért a feldolgozók és nagykereskedők úgy tekintik a kormányzati árbeavatkozások hatására kialakult ár-növekedéseket, mint állandó és végleges ár-növekedéseket, így azokat rögtön és teljes mértékben továbbhárítják az értékesítési csatornán. Ezzel szemben, mivel a termelői ártámogatás csökkenések ritkábbak, a piaci közvetítők (*middlemen*) ezeket múltadóknak gondolják, ezért lassabban és csak kisebb mértékben továbbítják, ezáltal pedig létrejön az aszimmetrikus ártranszmisszió.

Egyéb okok

Az információs társadalomban az információ megszerzése nem feltétlenül mindenki számára egyszerű és/vagy olcsó, ugyanakkor a piaci információnak maximális szerepe van a gazdák, illetve cégek döntéshozási folyamatában. Ezért *Bailey–Brorsen* [1989] az aszimmetrikus ártranszmisszió lehetséges okai között megemlíti az *aszimmetrikus információt*. Az árinformáció származhat kormányzati (például a mezőgazdasági minisztérium, terméktanácsok, statisztikai hivatal, közalapítványok, kormányzatilag fenntartott kutatóintézetek) vagy magánforrásokból (például magán-kutatóintézetek, árfigyelő cégek vagy árfigyelő rendszerek, szakmai tanácsok vagy saját információs rendszer fenntartása a cégek szervezetén belül stb.). Köz- és magán-információszerzéssel kapcsolatos költségek közé tartozhatnak az adatok megvásárlásának költségei, előfizetési díjak, telefon-, internet- és számítógépekkel kapcsolatos költségek, fizetések. Az értékesítési lánc mentén elhelyezkedő cégek egészen addig fognak az információba befektetni, amíg a kutatás költsége el nem éri a várt hozamot. Ezért a nagy mennyiségű mezőgazdasági terméket továbbító cégek számára az egy egységre jutó információ-szerzés költsége kisebb lesz, mint gazdaságilag kisebb versenytársaiké (*Bailey–Brorsen* [1989]). Így a méretgazdaságosságnak közvetlen köze van az információ költségéhez, így az információs aszimmetria következtében a költségek is aszimmetrikusak lesznek.

Az *aszimmetrikus* árakról szóló tudósításokról – mint árszimmetria-forrásról – *Bailey–Brorsen* [1989] a következőket idézi egy broilercsirke-nagyfelvásárlótól (*Hayenga* [1979] 48. o.): „a USDA (az Egyesült Államok mezőgazdasági minisztériuma) piaci jelentéseket készítői valószínűleg nem jelentik olyan gyorsan a diszkontált áron eladott rakományokat, mint amikor a piaci ár felfelé megy” (248. o.).

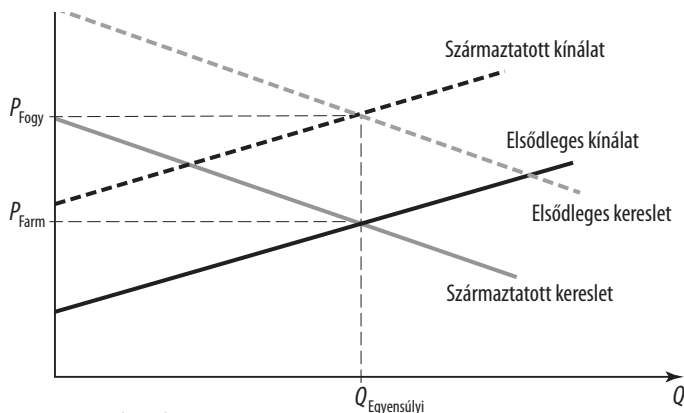
A cégek közötti *eltérő jövedelmezőség* is aszimmetriát okozhat. *Meyer–Cramon-Taubadel* [2002] (5. o.) idézi *Bedrossian–Moschos* [1988] kutatását: „egy viszonylag jól jövedelmező cég sokkal könnyebben vállalja az inputár-csökkenés miatti árkiigazítás késleltetésével járó kockázatot, mint egy alacsonyabb jövedelmezőségű cég, mivel előbbinek magasabb a haszonkulcsa”. Vagyis, egy jövedelmező cég megengedheti magának, hogy megkockáztasson egy esetleges piacvesztést.

Kereskedelmi árrés

A közgazdaságtan elemi árelmélete azt feltételezi, hogy az atomizált eladók és vásárlók közvetlenül találkoznak és cserélik egymás között javaikat. Mindezek a kereskedők és fogyasztók összesített keresletéből és kínálatából származik az aggregált kínálat, illetve kereslet, amelyek meghatározzák az egyensúlyi árat. Bár a mezőgazdasági termelők és fogyasztók valóban találkoznak közvetlenül egymással (vásárokon, piacokon, útszélen, mintafarmokon stb.), a legtöbb asztalunkra kerülő élelmiszer jellemzően hosszas és bonyolult feldolgozási és disztribúciós folyamaton megy keresztül. A fogyasztók által kifizetett és a mezőgazdasági termelők által a termékekért kapott árak különbsége adja a kereskedelmi árrest vagy árnyílast.

A klasszikus mezőgazdasági termelői–kiskereskedelmi árres elmélete a két vagy több piaci szinten egyszerre megvalósuló egyensúlyra épül. Ha az egyszerűség kedvéért eltekintünk a köztes piacoktól, és csak e két piaci szintet, a termelői és fogyasztói piacot vizsgáljuk, akkor fogyasztói szinten a származtatott kínálat és az elsődleges kereslet meghatározza a fogyasztói árat, míg termelői szinten az elsődleges kínálat és származtatott kereslet a termelői árat. Az így meghatározott két egyensúlyi ár különbsége adja a kereskedelmi árrest. Az 1.6. ábra az elsődleges kínálat–kereslet és származtatott kínálat–kereslet viszonyát mutatja be grafikusan.

1.6. ÁBRA ■ Kereslet és kínálat a két piaci szintjén



Forrás: Tomek–Robinson [2003].

A kereskedelmi árrés Gardner-féle modellje

Az itt említett egyszerű, tökéletes versenyt feltételező elméleti modellt Bruce L. Gardner – azóta a kereskedelmi árréssel foglalkozó kutatásban megkerülhetetlenné vált – 1975-ös cikkében általánosította úgy, hogy modelljébe bevonta a fogyasztói árat és mennyiséget, a termelői árat és mennyiséget, illetve az értékesítési árat és mennyiséget meghatározó változókat is (Gardner [1975]).

Az egy terméket (*output*) és két inputot tartalmazó modell három árat, P , P_A , P_B vagyis a fogyasztói árat, a termelői, valamint – a termelő és fogyasztó között elhelyezkedő közvetítők (cégek) által felhasznált – egyéb inputok árát (közbenső inputár),¹ valamint három mennyiséget, Q , A , B vagyis a termék aggregált kínálatát, az ehhez felhasznált termelői, illetve közbenső input mennyiségét hat egyenlet segítségével magyaráz. Az (1.1) egyenlet a fogyasztói szintű elsődleges keresleti függvény:

$$Q = D(P, N) \quad (1.1)$$

ahol N egy exogén, kereslet módosító változó (például népesség).

Egy önálló kereskedelmi cég q mennyiséget bocsát ki, a termelési függvénye pedig: $q = f(a, b)$ lesz, ahol a és b az egy cég által felhasznált mezőgazdasági és közbenső inputok mennyisége. Az összes (n számú) önálló cég aggregált termelési függvényét írja le az (1.2) egyenletet:

$$Q = f(A, B), \quad (1.2)$$

ahol $Q = nq$, $A = na$, $B = nb$. A felhasznált a és b mennyiség ezek áraitól, valamint a végtermék árától (q) függnek.

Az (1.3) és (1.4) egyenlet az A és B inputok aggregált származtatott keresletét írja le. Minden cég maximalizálni kívánja a profitját, így akkora mennyiségeket vásárol az a és b inputokból, hogy határtermékének értéke egyenlő az inputok áraival. Aggregáltan:

$$P_A = P \times f_A, \quad (1.3)$$

$$P_B = P \times f_B, \quad (1.4)$$

ahol f_A és f_B a Q mennyiség A és B -re vonatkozó parciális deriváltjai.

Az utolsó két egyenlet a termelői és a közbenső inputok kínálati függvényét határozza meg:

$$P_A = g(A, W), \quad (1.5)$$

ahol W a termelői kínálatot módosító valamilyen exogén tényező (például az időjárás),

¹ A nemzetközi irodalom marketing input kifejezést használja, de ennek szó szerinti magyar fordítása félrevezető lehet, hiszen nem csak a piaci megjelenéssel kapcsolatos tevékenységek tartoznak ide, hanem a feldolgozáshoz, a nagy- és kiskereskedelemhez használt összes egyéb input.

$$P_B = h(B, T), \quad (1.6)$$

ahol T a közbenső inputok kínálatát módosító valamely exogén tényező (például munkabérek).

Normál körülmények között (lefele lejtő keresleti görbe és felfele mutató kínálati görbe) a hat endogén változót tartalmazó hat egyenlet egy egyedüli egyensúlyi pontot határoz meg, az exogén változók adott értékeire.

A Gardner-féle modell három fontos feltételezésen alapul.

1. A termelői input (A) kínálata rövid távon tökéletesen rugalmatlan. Ez a rövid táv egyéves termelési technológiájú termék (például gabonafélék) esetén egy év.
2. A végtermék elkészítéséhez pontosan meghatározott arányú termelői inputok szükségesek, valamint a közbenső inputok (B) és a termelői inputok (A) közötti helyettesítési rugalmasság nulla lesz. Ez azt jelenti, hogy a végtermék mennyisége a mezőgazdasági input és egy konstans szorzata: $Q = kA$ lesz. Például 1 kilogramm élősúlyban kifejezett vágómarhából 0,41667 kilogramm a fogyasztói piacon eladásra kész hús készül, tehát $k = 0,41667$ (Tómek–Robinson [2003] 119. o.).
3. A közbenső szolgáltatások kínálati függvénye meghatározott (rögzített) a köztes aktivitással foglalkozó cégek számára. Ez azt jelenti, hogy a kereskedelmi szolgáltatások ára a cégek szempontjából exogén, az éppen aktuális áron pedig a szükséges közbenső inputok rendelkezésre állnak.

A kereskedelmi árrés méréséhez a termelői és a végtermékár valamilyen arányát, különbségét kell mérnünk. Idézett cikkében Gardner [1975] a négy lehetséges mutatót határoz meg:

1. a két ár közötti különbség: $P - P_A$;
2. a két ár aránya: P/P_A ;
3. a termelő részesedése a teljes fogyasztói értékből: $A \times P_A/Q \times P$;
4. Árrés a termelői ár százalékában: $(P - P_A)/P_A$.

Gardner a 2. és 4. mutatóra koncentrált tanulmányában. A kutatás fő célja a kereslet eltolódásának, a termelői kínálat eltolódásának, illetve a közbenső inputkínálat eltolódásának a hatása a fogyasztói ár és a termelői ár arányra, valamint a rugalmasságok vizsgálata. Főbb megállapításai a következők.

1. Egyik egyszerű haszonkulcsos (*mark-up*) árképzési szabály (legyen az konstans abszolút árrés, százalékos árrés vagy a kettő kombinációja) sem képes tökéletesen leírni a termelői és fogyasztói ár közötti kapcsolatot, mivel az árak különbözőképpen mozognak együtt annak függvényében, hogy ezt a mozgást a fogyasztói kereslet, a termelői input vagy a közbenső input kínálatának az eltolódása okozta.

2. A fogyasztói kereslet növekedése csökkenti (növeli) a P/P_A arányt, ha a közbenső inputok kínálata rugalmasabb (kevésbé rugalmasabb), mint a termelői inputoké.
3. A termelői input kínálatának a növekedése (csökkenése) növeli (csökkenti) az árrést.
4. A közbenső inputok kínálatának növekedése (csökkenése) csökkenti (növeli) a P/P_A arányt.

A továbbiakban *Tomek–Robinson* [2003] alapján egy egyszerűsített modellen annak függvényében vezetjük le az értékesítési költségek hatását a kereskedelmi árrésre, hogy az egyéni cégek költségfüggvényét hogyan határozzuk meg.

Az eddigi jelöléseket alkalmazva, tekintsük egy értékesítő cég rövid távú profitfüggvényét:

$$\Pi = Pq - P_A a - TVC, \quad (1.7)$$

ahol TVC az összes rövid távú költség,

$$TVC = P_B b. \quad (1.8)$$

A 2. feltételből tudjuk, hogy $q = ka$, egyszerűség kedvéért pedig legyen $k = 1$. Az (1.8) egyenletet behelyettesítjük az (1.7) egyenletbe:

$$\Pi = Pq - P_A q - P_B b = (P - P_A)q - P_B b, \quad (1.9)$$

ahol $(P - P_A)$ a kereskedelmi árrés. Az (1.9) egyenletből látszik, hogy az árrés alakulása attól függ, milyennek feltételezzük a b mennyiségű inputfelhasználás költségeit (TVC). Két esetet tárgyalunk részletesebben.

Lineáris költségfüggvény

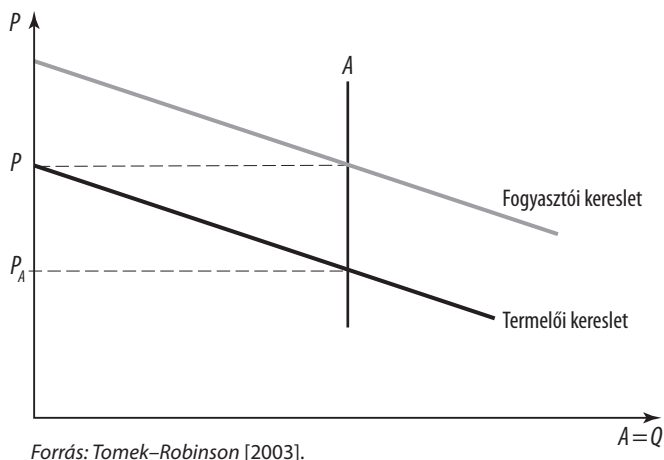
Ha az összes változó költség a q végtermékmennyiség lineáris függvénye, akkor az (1.9) átírható:

$$\Pi = (P - P_A)q - c_1 q, \quad (1.10)$$

ahol c_1 a költségfüggvény paramétere, tehát ha nulla egységet termel a cég, akkor a költsége is nulla lesz ($q = 0$). A profitmaximalizálás feltételét alkalmazva:

$$d\Pi/dq = (P - P_A) - c_1 = 0 \Leftrightarrow (P - P_A) = c_1 \quad (1.11)$$

vagyis az árrés egy konstanssal egyenlő. Ezt az esetet az 1.7 ábrán mutatjuk be.

1.7. ÁBRA - Az összes változó költség q lineáris függvénye


Forrás: Tomek–Robinson [2003].

A modell szerint a fogyasztói és termelői ár különbsége csakis az inputok konstans határköltségétől függ. Ha a fogyasztói kereslet jobbra tolódik, a származtatott kereslet ugyanolyan mértékben tolódik el jobbra, ezért az árrés állandó marad, a termelői ár pedig ugyanolyan mértékben nő, mint a fogyasztói ár.

A termelői kínálat bármely irányba való elmozdulása sem befolyásolja a kereskedelmi árrés mértékét, így a termelői és a fogyasztói árak egyforma mértékben változnak.

A kereskedelmi árrés mértéke változik, ha a cégek határköltsége változik, ami a B közbelső input árától függ (például ha a szektorban nőnek a bérek, növekedni fog az árrés is), tehát a bemutatott egyszerű modell esetében a kereskedelmi árrés: $M = f(P_B)$.

Másodfokú költségfüggvény

Ha a TVC -t egy másodfokú függvényként specifikáljuk, akkor:

$$TVC = c_2 q^2 + c_1 q, \quad (1.12)$$

ahol c_1 és c_2 a változó költség-függvény paraméterei.

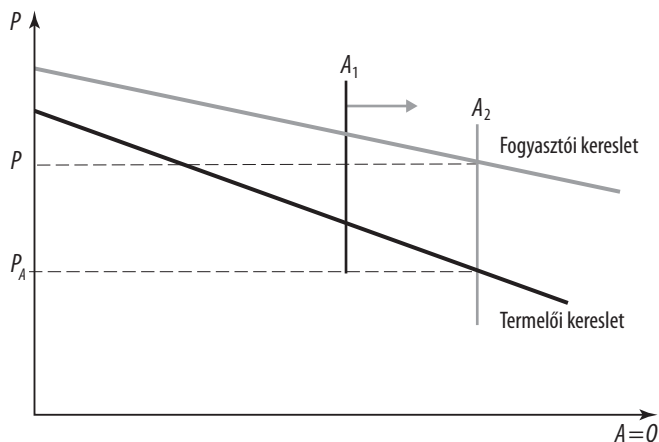
Az (1.12) egyenletet – alkalmazva az (1.10) profitfüggvényt – átírhatjuk a következőképpen:

$$\Pi = (P - P_A)q - c_1 q - c_2 q^2. \quad (1.13)$$

Mint az (1.11) egyenletnél, itt is felírhatjuk a profitmaximalizálás feltételét:

$$d\Pi/dq = (P - P_A) - c_1 - 2c_2 q = 0 \Leftrightarrow (P - P_A) = c_1 + 2c_2 q. \quad (1.14)$$

Ezt az esetet az 1.8. ábrán mutatjuk be.

1.8. ÁBRA - Az összes változó költség q másodfokú függvénye

Forrás: Tomek–Robinson [2003].

Látható, hogy a felhasznált termelői input mennyiségével arányosan nő az árrés annak ellenére, hogy a piac versenyzői. Ezt a következőképpen magyarázzuk.

Mivel a második feltétel alapján Q mennyiség A termelői inputtal arányos (jelen példában mivel $k = 1$, $Q = A$), a felhasznált input mennyiségével egyenesen arányosan nő a végtermék, Q mennyisége is. De az (1.14) egyenlet alapján egy cég határköltsége a gyártott mennyiséggel arányosan nő, emiatt pedig a termelői és fogyasztói ár is csökken, a kereskedelmi árrés pedig növekszik. Tehát minél több A inputot használ fel a kereskedelmi szektor, annál jobban tágul az árrés.

Megjegyezzük, hogy a táguló árrés nem a meg növekedett közbenső inputok, B árának a növekedése miatt következik be, hisz ezeket konstansnak feltételezzük, hanem a feltételezett gyártási technológia miatt, amely szerint a Q előállításához szükséges növekedő B közbenső input felhasználás csökkenő hozamú.

A kereskedelmi árrés más modelljei

A HASZONKULCSOS MODELL ■ Láttuk, hogy a Gardner-féle modellben a kereslet és kínálat egyensúlyban van a termelői, illetve fogyasztói piacokon. Ezt a statikus modellt módosította Heien [1980] úgy, hogy az említett egyensúlyi korlátozást feloldotta. A magyarázat erre az, hogy bár hosszabb távon a kereslet és a kínálat egyensúlyban van a különböző piacszinteken, rövid távon egyensúlytalanság léphet fel. Ezt az egyensúlytalanságot egyes kutatók többletkereslet (*excess demand*) típusú specifikációval próbálták modellezni, amely szerint az árak az egyes piacszinteken megnyilvánuló kereslet és kínálat *különbségének* függvénye. Heien szerint ez főleg kiskereskedelmi szinten nem alkalmazható, ezért a modellben a fogyasztói árakat úgy tekinti, mint a költségekhez adott haszonkulcs (*mark-up*). Ennek a magyarázata egyszerűen az, hogy mivel nincsen egy

egész piacot lefedő aukciószervező, valamint a szupermarketek túl sokféle terméket értékesítenek, hogy a mindenkori leltár alapján tudjanak árazni, az üzletvezetők egyszerűen ráteszik a haszonkulcsot a költségekre. Mivel mindegyik szupermarket ugyanazokkal a nagybani árakkal szembesül, az üzletvezetők ismerik a versenytársak ez irányú költségeit. Így annak a valószínűsége, hogy csak az adott üzlet változtassa árait a nagybani árak változásának hatására, a többi pedig nem, és ez által rontsa a versenyképességét, meglehetősen kicsi. Ezen a változtatáson kívül, Heien modelljébe még bevezeti a köztes (nagybani) piacsintet is, megtartva a Gardner-féle modell alapvető feltételeit (Leontief-féle termelési függvény, kompetitív piac, exogén értékesítési szolgáltatások). A nagybani piac és a termelő közötti kapcsolatra már nem érvényes a haszonkulcsos szabály, de a szerző szerint az oksági viszony jellemzően a termelői ár felől a nagybani piac felé mutat. Mindezeket összesítve, egy Heien-féle modell árrése (M) a következő alakot ölti:

$$M = f(P_A, P_B). \quad (1.15)$$

A Heien-féle modell egy elég egyszerű változtatása a diszkont (*mark-down*) modell. Ez olyan értelemben terjeszti ki a haszonkulcsos modellt, hogy elfogadja, létezhet olyan piac, amelyen az árak nem termelői, hanem fogyasztói szinten határozodnak meg. Ebben az esetben, a kiskereskedők, feldolgozók lefelé közvetítik az árakat a termelőknek, mintegy árajánlatot tesznek (*Tiffin-Dawson* [2000]). Ekkor nem haszonkulcsos, hanem diszkont (*mark-down*) modellről beszélünk, és az (1.15) egyenlet a következőképpen alakul:

$$M = f(P, P_B). \quad (1.16)$$

NEM KOMPETITÍV PIACOK MODELLE ■ *Holloway* [1991] a tökéletes verseny korlátozásának a feloldásával terjeszti ki a Gardner-féle modellt. A szerző célja 1. egy olyan modell megalkotása, amely képes nem versenyzői piacot is ábrázolni, valamint 2. a nem versenyzői viselkedés analitikus következményeinek a felmérése, illetve 3. egy ilyen viselkedés empirikus vizsgálata. Az első cél eléréséhez a Gardner-féle modell oligopolisztikus általánosítására volt szükség. Ezt Holloway a következőképpen modellezte: mint a Gardner-féle modellben is, minden, a piacon aktív cégnek azonos termelési függvénye van, ez az (1.1) egyenlethez hasonlóan $q = f(a, b)$ lesz, de a cégek száma egytől (monopólium, ez esetben az egész Q -t egy cég termeli) n -ig (tökéletes verseny, ez esetben $Q = nq$) változhat. A Gardner-féle modellhez hasonlóan Holloway is tökéletesen rugalmas értékesítési input, B kínálatot és tökéletesen rugalmatlan termelői input, A kínálatot feltételez. A modell szerint a kereslet eltoló tényezők, N szintén befolyásolják a kereskedelmi árrést, amely a következő alakot ölti:

$$M = f(N, P_B, A). \quad (1.17)$$

A nem versenyzői piaci viselkedés analitikus következményeinek az elemzéséhez Holloway azt vizsgálta, hogy a fogyasztói ár/termelői ár arányának a változása hogyan

használható az élelmiszeripar viselkedésének a megértéséhez, illetve segítségével miként tesztelhető a tökéletes versenyre vonatkozó nullhipotézis. Végül a modell empirikus vizsgálatát nyolc termék segítségével végezte el a szerző, és megállapította, hogy általában versenyzői magatartás jellemzi a mezőgazdasági termékek piacait.

A RELATÍV ÁRRÉS MODELLJE ■ *Wohlgenant–Mullen* [1987] Gardner nyomán kritizálja azt az elképzelést, hogy az árrés egy állandó és egy százalékos komponensből tevődik össze, mivel a termelői–kiskereskedelem kapcsolatban az árváltozásokat így csakis akkor lehet pontosan modellezni, ha ezek vagy a kereslet, vagy a kínálat oldalán jelennek meg, de nem mindkettőben. Ezért a szerzők kifejlesztették a *relatív árrés modelljét*, amellyel szimultán modellezhető a kínálatban, illetve keresletben bekövetkező változások hatása az árrésre. Akárcsak korábbi modellek esetében, a kiindulópont itt is az, hogy a cégek a profitmaximalizálás feltételeinek megfelelően a határköltséggel teszik egyenlővé a kereskedelmi árrést, vagyis a korábbihoz hasonlóan, az $M = P - P_A$ árrés leírható, mint:

$$M = k(Q, P_B), \quad (1.18)$$

ahol k a közbenső inputok határkölségfüggvénye. Az (1.18) egyenletet továbbvezetve, a szerzők bebizonyítják, hogy ez az (1.19) specifikációval ekvivalens:

$$M = Pk(Q, P_B/P). \quad (1.19)$$

A (1.19) egyenlet empirikusan a következő alakot ölti:

$$M_t = \beta_1 P_t + \beta_2 P_t Q_t + \beta_3 P_{Bt} + \varepsilon_t, \quad (1.20)$$

szemben a Heien-féle kereskedelmi árrés (*mark-up*) [(1.15) egyenlet] hipotézisére alapuló specifikációval:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 P_B + v_t. \quad (1.21)$$

Miután különböző tesztelési eljárásokat kidolgoztak és empirikus adatokkal is megvizsgálták a *relatív árrés modelljét*, a szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy a haszonkulcsos modellhez képest jobban teljesít.

A kereskedelem kínálatát módosító tényezők

Wohlgenant [2001] kiegészíti a már tárgyalt kereskedelmi árrésre ható elemeket a kereskedelem T kínálatát módosító tényező által reprezentálható hatásokkal. Három fontosabb tényező a kockázat, a technikai és strukturális változás, a minőség és szezonális.

Ha egy cég számára az output ára bizonytalan, akkor ez hatással lesz a termelésére, árpolitikájára, ezáltal pedig az árrésre. *Wohlgenant* empirikus kutatásokra hivatkoz-

va kijelenti, hogy kisebb kockázatkerülés (*risk aversion*) esetén várható, hogy az árres pozitívan viszonyul az output árra vonatkozó *kockázathoz*. Ugyanakkor bár az empirikus kutatások mind a kockázatot, mind a koncentrációt statisztikailag szignifikánsnak találták, ezek mértéke kicsinek bizonyult.

Bár logikusan azt várnánk, hogy a kereskedelembe bekövetkező *technikai és strukturális változás* csökkentse az árrest, és növelje a termelői árakat, Wohlgenant szerint ezek hatása kérdéses. Az empirikus kutatásokat nehezíti a technikai fejlődés meghatározása és modellezése. A strukturális változások – mint például vertikális integráció, kooperáció és kormányzati beavatkozások hatásának modellezése – szintén nehézségekbe ütközik, és a termelői árakra gyakorolt hatásuk sem egyértelmű. A *minőség és szezonáltság* is hat az árresre. Empirikus kutatások pozitív összefüggést találtak a minőség és az árres nagysága között. Az új termékek bevezetésekor előfordul, hogy azok kevesebb nyers mezőgazdasági inputot és több értékesítési szolgáltatást tartalmaznak, így az árres nő. A szezonáltság, amely szintén hat az árresre, a mérésére kétértékű (*dummy*) változókat lehet alkalmazni.

Az Európai Unió közös agrárpolitikájának egyik legfontosabb célja, hogy megvalósuljon a mezőgazdasági termékpiacok térbeli integrációja az egyes országokon belül és a különböző tagállamok között. Egy térben integrált piacon az árinformációknak hatékonyan kell áramolnia az egyes tagországok között. Az Európai Bizottság álláspontja szerint a nemzeti kormányzatoknak és szabályozásnak elő kell segítenie az információáramlás hatékonysága szempontjából is egységes piac létrejöttét. Egy kis, nyitott ország számára a piaci hatékonyságnak és a piaci információk terjedésének legalább két fontos politikai következménye van. Az első a piaci erőfölénnyel való visszaélésekhez kapcsolódik, amely releváns lehet a hazai élelmiszeripar jelenlegi piaci szerkezete mellett. A második probléma az Európai Unió közös agrárpolitikája mellett működtethető belföldi agrártámogatásokhoz kapcsolódik.

Nemzetközi empirikus kutatási eredmények – vertikális ártranszmisszió

Az empirikus vizsgálatokra jellemző legfontosabb tulajdonság az alkalmazott módszertan sokfélesége. Kézenfekvő ezért a módszertan alapján két csoportba rendezni a tanulmányokat, éspedig az alkalmazott idősorelemzés alapján preintegrációs módszertant, illetve valamilyen kointegrációs eljárást alkalmazó kutatásokra.² Hosszabb mérlegelés után úgy döntöttünk, hogy nagyobb hangsúlyt fektetünk a korszerűbb, kointegrációs módszerekkel végzett tanulmányokra, mint a preintegrációs módszerrel készült kutatásokra.

² A módszertani eljárásokat a 3. fejezetben tárgyaljuk.

Prekointegrációs módszerrel végzett kutatások

Az idetartozó ártranszmissziós vizsgálatok a Wolfram–Houck-eljárással vagy ennek valamilyen változatával készültek. A prekointegrációs eljárásokkal készült kutatások esetén – mivel az egyéni idősorok stacionaritását nem vizsgálják – fennállhat az értelmetlen regresszió, illetve torzított tesztstatistikák alkalmazásának a veszélye.

A legkorábbi kutatások egyikét Heien [1980] tartalmazza: a szerző által kidolgozott dinamikus árképzés tesztelését kereskedelmi árréses (*mark-up*) modellel 25 amerikai mezőgazdasági árupiacon, köztük a sertés- és marhahúspiacon végezte el. A kereskedelmi árréses modell eredményeinek a jobb megértése érdekében Heien megvizsgálta az említett piacokra jellemző ártranszmissziót is. A Wolfram–Houck-specifikációt alkalmazva, nem talált aszimmetrikus ártranszmisszióra utaló jelet.

Orbáné–Tóth [1997] a magyar sertésszektor tanulmányozó átfogó kutatás keretében a kereskedelmi árrés és ártranszmisszió problémájával is foglalkozott. A transzmissziós vizsgálatot a Kinnucan–Forker [1987] által használt modellel végezte a szerzőpáros, ez a Wolfram–Houck-specifikáció továbbfejlesztése oly módon, hogy az értékesítési költségek is szerepelnek a magyarázó változók között. A modell a szimmetriára vonatkozó nullhipotézist elutasítja, és aszimmetriát állapít meg a magyar sertéshúspiacon.

Az előbbi kutatáshoz hasonló módszerrel vizsgálta Tóth [2003] az osztrák sertéshúspiac ártranszmisszióját. A tanulmány kiindulópontja az a megállapítás, hogy Ausztria EU-csatlakozása után az állattartó gazdaságok termelői árai 23 százalékkal, ezen belül a vágósertés felvásárlói árai 20 százalékkal estek. A szerző egy Wolfram–Houck-típusú specifikációval vizsgálta az aszimmetriát, amelybe bizonyos exogén változókat (például a béindex, illetve az olaj árak) is belefoglalt. A modell alátámasztotta az aszimmetrikus ártranszmisszióra vonatkozó hipotéziseket, így bizonyítva, hogy a vágóhidak, illetve kereskedők számára fontosabb az eladási árak emelése termelői árnövekedés esetén, mint eladási árak csökkentése a termelői árak csökkenése esetén.

Kointegrációs módszerrel végzett kutatások

Cramon-Taubadel [1998] a kointegráció és aszimmetrikus ártranszmisszió metodológiájával foglalkozó tanulmányában a német sertéspiac termelői és nagybani árai közötti ártranszmissziót vizsgálta meg. Az ártranszmisszió aszimmetrikus, vagyis a termelői árak növekedése nagyobb mértékben és hamarabb tükröződik a nagybani árakban, mint a termelői árak csökkenése.

Goodwin–Holt [1999] az Egyesült Államok szarvasmarhapiacának a termelői, nagybani és fogyasztói árai közötti aszimmetrikus ártranszmissziót tanulmányozta küszöbhibakorrekciós modell segítségével. A szerzők három különböző árendszert határoztak meg, amelyeken keresztül az egyirányú, a termelői szinttől a fogyasztói szint felé tartó árinformáció terjed. A termelői piacok reagálnak a nagybani piac sokkjaira, a fogyasztói

piacon generálódott sokkok hatása azonban csak a fogyasztói piacon érezteti hatását. Bár a tesztek aszimmetrikus ártranszmissziót mutattak ki, a grafikus (impulzus–válasz) analízis eredményei szerint a különbségek kicsik, és gazdaságilag nem szignifikánsak. Ugyanakkor a szerzők megállapították, hogy az utolsó vizsgált években a sokkokra adott válaszok javultak, ami arra utal, hogy a piacok hatékonyabbá váltak az árinformáció továbbításában.

Goodwin–Harper [2000] küszöbkointegrációs modellel vizsgálta az Egyesült Államok sertéshúspiacán az aszimmetrikus ártranszmissziót. A kutatás előzménye, hogy az Egyesült Államok sertéspiacát alapjaiban rengették meg az 1998 végén tapasztalt nagyon alacsony termelői árak. 1998 júniusában a termelői árak a decemberi árak négyeszeresei voltak. Ugyanakkor a nagybani és kiskereskedelmi piacokon hasonló méretű ármozgást nem lehetett tapasztalni. Emiatt sokan, köztük a komoly pénzügyi gondokkal küszködő termelők is, feltették a kérdést, hogy a termelői árzuhanásban játszott-e valamilyen szerepet a feldolgozók-kereskedők konszolidációja, koncentrációja és a vertikális integráció, illetve hogy végső soron az Egyesült Államok sertéspiacain aszimmetrikus-e az ártranszmisszió.

A kutatáshoz Goodwin és Harper 1987 januárja és 1999 januárja közötti hetenkénti (egyenként 626) megfigyelésből álló ársorozatot alkalmazott. Három különböző transzmissziós alakzatot találtak a szerzők: az első az abszolút értékben nagy negatív hibáknak (a fogyasztói árak az egyensúlyi pont alatt vannak), a harmadik a nagy pozitív sokkoknak (fogyasztói árak az egyensúlyi pont felett), míg a második alakzat az első és harmadik rendszert meghatározó küszöbértékek közötti hibaértékeknek felel meg. Megállapították, hogy a második rendszer van túlsúlyban, a megfigyelések 47,4 százaléka tartozik ide, az elsőben csak kevés, az összes megfigyelésnek csupán 13,3 százaléka található, a harmadik rendszer szintén sok (39,3 százalék) megfigyelést tartalmaz. A legérdekesebb azonban, hogy az utolsó vizsgált évben, 1998-ban, amikor a termelői árak zuhantak, a megfigyelések 81,1 százaléka tartozott a harmadik („normálisnál magasabb”) fogyasztói áraknak megfelelő rendszerbe. Ugyanakkor, az 1994-ben és 1995-ben, amikor a termelői árak erősödését lehetett megfigyelni, a megfigyelések jelentős része az első rendszerbe tartozott. A minta kezdő éveiben a termelői áraknak a termelői és nagybani piacszintről származó sokkokra adott válaszaiban csak kisebb ártranszmissziós aszimmetriát sikerült felfedezni, a későbbi években azonban már ez sem volt jellemző.

Miller–Hayenga [2001] az aszimmetrikus ártranszmissziót az árciklikussággal kapcsolatban vizsgálta az Egyesült Államok sertéspiacán. A szerzők az aszimmetrikus ártranszmisszió elméletből ismert okait előfordulásuk alapján felbontották magas, illetve alacsony frekvenciájú ciklusokban jelentkezőkre. Így az alacsony frekvenciájú árciklusokhoz tartoznak a menü költségek és a magas frekvenciájú árciklusokhoz pedig a helyileg nem tökéletesen működő piacokon fellépő árfelfedezési költségek. A termelői ár–nagybani árak transzmisszióját minden frekvencián aszimmetrikusnak találták. Míg a teljes mintára az időtartomány szerint (*time-domain*) elvégzett tesztek eredményei szerint a nagybani ár–fogyasztói ár szimmetriájának nullhipotézisét nem lehetett elutasítani, a spektrális sáv (*spectral band*) tesztek szignifikáns aszimmetriát találtak

a fogyasztói árakban válaszul az alacsony frekvenciájú nagybani árciklusokra. A szerzők megállapították, hogy a megfigyelt aszimmetria nem felel meg a keresési költségeknek és más, aszimmetrikus ártranszmissziót magyarázó elméletnek.

Ben-Kaabia és szerzőtársai [2002] a spanyol bányahúspiac ártranszmissziós aszimmetriáját – 1993 január első hete és 1999 december utolsó hete közötti, heti frekvenciájú termelői, nagybani és fogyasztói áradatokon – nemlineáris küszöb-hibakorrektációs modellel vizsgálta. A szerzők megállapítják, hogy az árak az értékesítési lánc minden szintjén integráltak, és bármelyik szinten bekövetkezett változás teljesen továbbgyűrűződik a többi piaci szintre is. A kiskereskedelmi koncentrációnak köszönhetően, rövid távon azonban a kiskereskedők profitálnak a sokkokból, legyenek ezek pozitív vagy negatívak. A tanulmány egyike azon keveseknek, amely szimmetrikus ártranszmissziót állapít meg a termelői és fogyasztói árak között. A nagybani piacok gyorsan reagálnak a termelői szinten bekövetkezett változásokra, míg a termelőknek két hétre van szükségük, ahhoz hogy a változó keresleti körülményekhez igazodjanak. Növekvő árak esetén a nagybani és fogyasztói piacok között a kiskereskedők tágitani tudják az árrésüket – függetlenül attól, hogy negatívak vagy pozitívak a kínálati vagy keresleti sokkok. Csökkenő árak esetében a reakció gyorsabb, és az árak hamarabb elérik a hosszú távú egyensúlyi pontot, ennek ellenére az aszimmetria nem bizonyított.

Hasonlóan a többi vizsgálathoz, a szerzők nem kötötték össze az elméletet az empirikus eredményeikkel. Véleményük szerint különböző piaci struktúrájú országok hasonló szektorainak az összehasonlítása révén lehetne csak megállapítani milyen elméleti háttérrel társíthatók az empirikus eredmények.

Abdulai [2002] küszöbkointegrációval vizsgálta a svájci sertéshúspiacot termelői árak és fogyasztói árak segítségével. A kiemelkedően magas svájci feldolgozó koncentráció (az első három cég a piac 80 százaléka fölött rendelkezik) teszi a cikket különösen érdekessé. Abdulai először Engel–Granger-féle kointegrációs eljárással becsüli a hosszú távú árkapcsolatot, strukturális töréssel jelezve az 1996. áprilisi sertéshúsarakat, amikor is a szivacsos agyvelőgyulladás (BSE) okozta krízis hatására megnőtt a kereslet a sertéshús iránt. Mivel az arra vonatkozó nullhipotézist, hogy nincs kointegráció, nem lehetett elutasítani, a szerző egy két rendszeres küszöb-autoregresszív modellt becsült, amely segítségével a kointegráció kimutathatóvá vált. Az ártranszmisszió a svájci sertéshúspiacon aszimmetrikus, a kereskedelmi árrés gyorsabban áll vissza a hosszú távú egyensúlyi pontba, ha összeszűkül, mint ha kitágult.

Rezitis [2003] a görög sertés-, marha-, bány-, baromfihúspiacokkal foglalkozó munkájában három kérdést vizsgál: először is, hogy milyen az említett termékek termelői – fogyasztói árai közötti okság viszony, másodszor, hogy milyen a termelői és fogyasztói piacok közötti ártranszmisszió foka, valamint hogy az árbizonytalanság egyik piacon hogyan befolyásolja az árbizonytalanságot a másik piacon. Témánk szempontjából a második kérdéssel kapcsolatos eredmények fontosak, amelyek aszimmetrikus ártranszmissziót állapítottak meg mind a négy vizsgált piacon.

Bakucs [2004] a magyar sertéspiac fogyasztói árai, valamint a termelői ár közötti rövid és hosszú távú árdinamikát vizsgálta az 1992–2002 periódusra vektor-hibakor-

rekciós módszerrel. Reál- és nominál-, illetve szint- és logaritmikus specifikációt egyaránt használva nyolc modell esetében vizsgálta, hogy kointegráltak-e az árak, illetve hogy milyen típusú az ártranszmisszió. A vizsgált nyolc modellből hét kointegráltnak bizonyult, így bizonyítva egy hosszú távú egyensúlyi ár létezését a magyar sertéspiacon. A nem teljesen fejlett piaci mechanizmusok, az nagyon alacsony termelői koncentráció, valamint a nagykereskedelmi láncok egyre erősebb jelenléte mind a piaci erő alkalmazását megkönnyítő tényezők. Ehhez képest, a várakozásokkal ellentétben, a kutatásból az derült ki, hogy a magyar sertéshúspiacon mind a hosszú, mind a rövid távú ártranszmisszió szimmetrikus, vagyis a kereskedelmi láncok láthatóan nem élnek vissza piaci erejükkel.

2. Horizontális ártranszmisszió és a piacok integrációja

Piacok térbeli integrációjának az elmélete

A piacok térbeli integrációja fontos az élelmiszeripar versenyszabályozása szempontjából, mivel az élelmiszer-kereskedelem Magyarországon is – hasonlóan Európa más országaihoz – egyre koncentráltabbá válik. A vertikális korlátozások megjelenésének leggyakoribb oka az élelmiszer-gazdaságban az élelmiszer-kereskedelem növekvő koncentrációja (McCorriston és szerzőtársai [2001]). A piaci koncentrációnak viszont fontos következményei vannak a magyar piacon. Gyakran előfordul, hogy az élelmiszer-kereskedelem koncentráltabb, mint az élelmiszeripar. Noha a hazai élelmiszeripar koncentrációja előrehaladott, de a magyar vállalatok nemzetközi mércével kicsik ahhoz, hogy az egységes európai piacon vagy a globális exportpiacokon versenyezzenek. Fontos kérdés tehát, hogy az élelmiszeripart is szabályozó hatékony versenypolitika elfogadják vagy ösztönzi azokat az eszközöket, amelyek ezen ágazatok versenyképességét növelhetik. Az élelmiszeripar szerkezeti átalakulásához kapcsolódó szabályokra vonatkozó kutatás szempontjából döntő kérdés, hogy mekkora is a magyar élelmiszerpiac nagysága. Más-keppen fogalmazva: mennyire integrálódott a magyar élelmiszeripar az európai piacba; melyek a térbeli ártranszmisszió jellemzői a magyar és más európai piacok között.

Az elmúlt évtizedben a mezőgazdasági árak alakulását elméleti és gyakorlati szempontból egyaránt vizsgálta a hazai szakirodalom. Fertő [2000] rámutatott, hogy elméletileg a mezőgazdasági árak hosszú távon csökkennek, illetve a pozícióik romlanak az ipari árakhoz képest. Orbánné Nagy [2002], [2003] vizsgálatai szerint a magyar termelői és fogyasztói árak konvergálnak az EU-árakhoz, illetve számos esetben már az EU-csatlakozás előtt el is hagyták azokat. Bakucs–Fertő [2006] a makrogazdasági mutatók, valamint a mezőgazdasági változók közötti lehetséges kölcsönhatást vizsgálták. Eredményeik azt mutatják, hogy a mezőgazdaság termelői árindexe lényegesen nagyobb mértékben reagál a makrogazdasági környezet változásaira, mint az élelmiszerek fogyasztói árindexe. A másik kutatási irány, követve a nemzetközi irodalmat, a kereskedelmi árrés, valamint a termelői és fogyasztói árak közötti transzmisszió vizsgálata volt. Mészáros–Popovics [2004], valamint Bakucs [2005a] részletesen foglalkozott az ártranszmisszió nemzetközi irodalmával, illetve annak elméleti és módszertani hátterével. Bakucs [2005b] a hazai sertéshúspiacot vizsgálva úgy találta, hogy a hiedelmekkel ellentétben az ártranszmisszió szimmetrikus, míg Popovics–Tóth [2006] eredményei szerint a magyar tejvertikumot aszimmetrikus ártranszmisszió jellemzi. Az ártranszmissziós tanulmányok azonban ez ideig csak a kereskedelmi árrés időbeli oldalával és az élelmiszer-vertikumok különböző szintjei közötti vertikális kapcsolatokkal foglal-

koztak. A mezőgazdasági árak horizontális, illetve térbeli elemzésére *Bakucs–Fertő* [2007] kivételével még nem került sor a magyar szakirodalomban.

A piacok földrajzi elkülönülése különösen fontos a mezőgazdaságban, mert a mezőgazdasági termékek gyakran ömlesztett jellegűek és/vagy romlandók, s a fogyasztás területileg is elkülönülhet a termeléstől, ezért a szállítás költséges (*Sexton és szerzőtársai* [1991]). A piac térbeli integrációja esetén is szükséges bizonyos idő, amíg a külső sokkok hatásai megjelennek a térben elkülönült piacokon. A tökéletlenül integrálódott piacokon azonban az árinformáció helytelen jelzéseket adhat a termelői, valamint értékesítési döntések megalapozásához. Ráadásul előfordulhat például, hogy az állatállomány egyik régióban csökken, míg a másikban nő, a regionális árak divergálnak, mert az árinformáció terjedése a régiók között tökéletlen. Ilyenkor az egyes régiók közötti piaci árváltozások nem feltétlenül a releváns gazdasági feltételekre reagálnak (*Goodwin–Schroeder* [1991]).

A térbeli ártranszmisszió jelenségét régóta vizsgálja a nemzetközi szakirodalom. A probléma relevanciáját jól mutatja, hogy empirikus módszerek egész sora fejlődött ki az ártranszmisszió vizsgálatára a térben elkülönült piacokon (*Fackler–Goodwin* [2001]). Az áradatok gyakran nem stacionárius jellege miatt az újabb kutatási eredmények olyan ökonometriai eljárások alkalmazását emelik ki, amelyek képesek kezelni a nem stacionárius, de kointegrált adatokat. Az eddigi tanulmányok szinte kizárólag az Egyesült Államok különböző részpiacaira koncentráltak (lásd a *Fackler–Goodwin* [2001] összefoglalót, kivéve *Serra és szerzőtársai* [2006]-t). Különös módon azonban nem született eddig vizsgálat, amelyik a közép-kelet-európai országok mezőgazdasági árainak térbeli integrációjával foglalkozott volna. Az árak térbeli alakulása az átmeneti országokban talán még nagyobb jelentőségű, mint a fejlett országokban, a piaci intézményrendszer fejletlensége, illetve nem hatékony működése miatt.

A mezőgazdasági termékek térbeli integrációjának vizsgálatát széles körben használják a mezőgazdasági piacok hatékonyságának elemzésére. A tökéletesen integrált piacok általában hatékonyan is működnek. A regionális árkülönbségek elméletének két axiómáját *Tomek–Robinson* [2003] a következőképpen határozta meg.

1. Bármely két, egymással kereskedő régió vagy piac esetében az árkülönbség egyenlő a transzferköltségekkel.
2. Bármely két egymással nem kereskedő régió vagy piac esetében az árkülönbség kisebb a transzferköltségeknél.

Tekintsünk két térben elkülönült piacot, ahol egy adott termék ára t -edik időpontban P_{1t} , valamint P_{2t} . A két piacot integráltnak tekintjük, ha az 1. piacon a termék ára egyenlő a szállítási költségekkel (K_t) korrigált 2. piacot jellemző árral, vagyis:

$$P_{1t} = P_{2t} + K_t. \quad (2.1)$$

Kereskedni a két piac között csak akkor érdemes, ha $|P_{1t} - P_{2t}| > K_t$. Másképpen fogalmazva, az arbitrázs biztosítja, hogy a térben különálló piacokon forgalmazott egyforma termékek árai kiegyenlítődjenek. A piacok horizontális integrációjával foglalkozó kezdeti kutatások jellemzően korrelációs és regressziós módszereket alkalmaztak. Ezek a korai kutatások általában az egy ár törvényét (*law-of-one price, LOP*), annak valamilyen formáját tesztelték. Tekintsük a (2.2) egyenletet:

$$P_{1t} = \beta_0 + \beta_1 P_{2t} \quad (2.2)$$

Az egyár-törvény *szigorú* változata szerint egy adott termék ára a térben eltérő piacokon megegyezik, valamint az árak időben tökéletesen együtt mozognak. A (2.2) egyenlet jelöléseit alkalmazva, az egyár-törvény szigorú változata teljesülésének feltétele, hogy $\beta_0 = 0$ és $\beta_1 = 1$. Mivel a valóságban a szigorú változat meglehetősen ritkán fordul elő, ezért megfogalmazták az egyár-törvény *gyenge* változatát, miszerint az árak közötti kapcsolat csak arányaiban állandó, szintértékük a szállítási és egyéb transzferköltségek miatt különbözik. Ez a (2.2) egyenletben $\beta_0 \neq 0$ és $\beta_1 = 1$ korlátozásokat jelenteni.

Az időszorelemzés újabb módszereivel ma már a térben elkülönült piacok horizontális integrációjának egy tágabb fogalmát tesztelik kointegrációs eljárással. Ebben az esetben a régiók árainak a hosszú távú együttmozgását vizsgálják, az egy ár törvényének a gyenge, illetve erős változata azonban tesztelhető hipotézis marad.

Nemzetközi empirikus kutatási eredmények – horizontális integráció

Az élelmiszerpiacok térbeli integrációjával egyre növekvő empirikus irodalom foglalkozik, ezek nagy része azonban az Egyesült Államokra vonatkozik (lásd a *Fackler–Goodwin* [2001] összefoglalóját). A következőkben ezért elsősorban a 2000 utáni tanulmányok eredményeit ismertetjük – lehetőség szerint az európai piacokra koncentrálunk.

Az árak térbeli integrációja a búzapiacon

A nemzetközi búzapiac integrációjáról szóló irodalom két nagyobb csoportba sorolható. Az első típushoz azok a tanulmányok tartoznak, amelyek a tökéletlen versenyt vizsgálják a nemzetközi búzapiacon. A tökéletlen verseny létét a búzapiacon azzal indokolják, hogy az öt legnagyobb exportáló ország/régió (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Európai Unió, Argentína) aránya meghaladja a 80 százalékot a világ agrárexportjában. *Mohanty és szerzőtársai* [1999] az 1981–1993 közötti nemzetközi búzapiacot vizsgálta kointegrációs és hibakorrekciós modellek segítségével. A tanulmány szerint az Egyesült Államok, Ausztrália, az Európai Unió és Argentína reagál a kanadai árdöntésekre, míg Kanada egyáltalán nem reflektál a többi partner (kivéve Ausztrália) ármozgásaira.

Hasonlóan, az Egyesült Államok is fontos szerepet játszik más exportőr árdöntéseiben. Míg tehát a többi exportáló ország (például az Európai Unió, Argentína) reagálnak Kanada és Egyesült Államok árváltozásaira, nekik nincs hatásuk mások áraira. A szerzők várakozásaival ellentétben a nemzetközi búzapiacra nem lehetett kimutatni, hogy lenne egy árvezető a nemzetközi búzapiacra.

Mainardi [2001] küszöb- és egyenletes átmeneti kointegrációs (*smooth transition cointegration*) modellt alkalmazott a három legnagyobb búzatermelő ország (Argentína, Ausztrália és az Egyesült Államok) árainak vizsgálatára 1973 és 1999 közötti negyedéves adatokat felhasználva. A egyenletes átmeneti kointegrációval kapott eredmények szerint az ártranszmisszió az országok között aszimmetrikus. Minden szereplő reagál, ha a piaci ár Argentínában 20 százalékkal a hosszú távú egyensúlyi ár alá esik. Ez az arány 75–80 százalékra változik, ha azonos arányú pozitív ársokk történik. Sem a lineáris, sem a nem lineáris modell nem képes megkülönböztetni a nem linearitás forrását. A nem linearitás származhat a változó piaci körülményekből vagy a domináns szereplők piaci erejének változásaiból.

Ghoshray [2002] az aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgálta a világ búzapiacán az öt legnagyobb szereplőre (Egyesült Államok, Kanada, Ausztrália, Európai Unió, Argentína) küszöb-autoregresszív (*Threshold Autoregressive Model, TAR*) és momentum-küszöb-autoregresszív (M-TAR) kointegrációs modelleket alkalmazva 1980 és 1998 között havi adatokat használva. Az eredmények arra utalnak, hogy a világ búzapiaca erősen integrált, és kevés bizonyíték van az aszimmetrikus ártranszmisszióra. Ahol aszimmetria létezik, annak oka a búza eltérő minősége, amely a végső felhasználás eltérő céljaira vezethető vissza.

Bessler és szerzőtársai [2003] nemzetközi búzapiac árdinamikáját vizsgálta hibakorrekciós modell és aciklikus gráfok segítségével az öt legnagyobb termelő esetében 1981 és 1999 között. A szerzők úgy találták, hogy Kanada és Ausztrália – ahol állami kereskedelmi ügynökségek léteznek – árai hosszú távon nem mozogtak együtt (nem kointegráltak), míg az Európai Unió, Argentína és az Egyesült Államok árai között létezik hosszú távú együttmozgás. Ez arra utal, hogy az állami értékesítési ügynökségek piaci ereje miatt ebben a két országban hosszú távon eltérhetnek a világpiaci egyensúlyi ártól. Az Európai Unió és Argentína reagál a hosszú távú sokkokra, míg a másik három ország nem. A számítások azt mutatják, hogy Kanada képes a világpiaci árakat befolyásolni, különösen rövidtávon. Az Egyesült Államoknak viszont kevésbé van domináns szerepe rövid távon a búza világpiacán. Hasonlóan *Mohanty és szerzőtársai* [1996] vizsgálatához, a szerzők úgy találták, hogy az Egyesült Államok nem képes elszigetelni magát a kanadai piac eseményeitől.

A kanadai és az egyesült államokbeli búzapiac integrációját régóta vizsgálja a nemzetközi irodalom. *Spriggs és szerzőtársai* [1982] az Egyesült Államok és Kanada árvezető szerepét vizsgálta Granger-féle oksági próbával, amely nem igazolt árvezetői szerepet a két ország között. *Gilmour–Fawcett* [1987] hasonlóan arra az eredményre jutott, hogy egyik országnak sincs árvezető szerepe. *Mohanty és szerzőtársai* [1996] azonban úgy érvelt, hogy a Granger-okság inkább a rövid távú dinamikát vizsgálja, mint a hosszú

távú kapcsolatokat. Ezért a szerzők hibakorrekciós modellt alkalmaztak, amely képes a rövid és a hosszú távú dinamikát egyidejűleg vizsgálni. Számításaik szerint a két ország viszonyában Kanadának van árvezető szerepe. *Mohanty–Langley* [2003] kointegrációs és hibakorrekciós modelleket alkalmazva úgy találta, hogy a búzapiac integrációja az Egyesült Államok és Kanada között jelentősen javult a NAFTA-megállapodást, illetve a Western Grains Transportation Act (WGTA) megszüntetését követően.

Ezeknek a vizsgálatoknak a legfőbb korlátja, hogy feltételezik az egyensúlyhoz való szimmetrikus alkalmazkodást, ami azt jelenti, hogy a versenyzői árak egyformán reagálnak az árak csökkenésére, illetve növekedésére. *Ghoshray* [2007] ezért TAR és M–TAR kointegrációs modelleket alkalmazva, újra megvizsgálta a kanadai és az egyesült államokbeli búzapiacok integrációját, s ez már lehetővé tette az aszimmetria kimutatását. Az eredmények szerint létezik hosszú távú kapcsolat a két ország búzapiaca között, s egy strukturális törés látszik a hosszú távú kapcsolatban. A számítások arra utalnak, hogy az árak szimmetrikusan reagálnak a strukturális törés előtt, és aszimmetrikusan utána. Ez az eredmény részben a WGTA megszűnésére, illetve az eltérő búzaminőségre vezethető vissza. A szerző úgy találta, hogy az Egyesült Államok árai nagyobb érzékenységet mutatnak a kanadai árak csökkenésére, mint azok növekedésére. A kanadai búzaárak viszont függetlenül alakulnak az Egyesült Államok búzaáraitól. Hasonlóan a korábbi tanulmányok eredményeihez, a bonyolultabb módszerek is megerősítették Kanada árvezető szerepét az Egyesült Államokkal szemben.

Az európai búzapiacról szóló tanulmányok száma meglehetősen korlátozott. Érdekes módon két gazdaságtörténeti kutatás is foglalkozik ezzel a témával. *Ejrnaes–Persson* [2000] a piaci integrációt és a szállítási költségek hatását vizsgálták Franciaországban 1825 és 1903 között küszöb-hibakorrekciós modellt alkalmazva. Eredményeik szerint a piacok közel voltak egymáshoz, és a sokkok az egyensúlyi küszöbhez két-három hét alatt alkalmazkodtak. A távolabbi piacokhoz való alkalmazkodás sebessége néhány héttel később történt. Szemben a korábbi tanulmányokkal, amelyek a búzapiac tökéletlen integrációját hangsúlyozták, a szerzők számításai szerint a francia búzapiac a 19. század második felében már erősen integrálódott. *Federico* [2007] az olasz búzapiac integrációját vizsgálta a 19. században. A piaci integráció folyamatosan erősödött a 19. század során a búzapiacra, s ez a folyamat sokkal gyorsabb volt, mint más mezőgazdasági termékek esetében. A búzaárak konvergenciája az 1840-es évek végén kezdődött meg, és újrafolytatódott az 1870–1880-as években az olasz egyesítés követő rövid divergencia után. A nemzeti szintű konvergencia a tengeri szállítás fejlődését követően zajlott le, amikor az olasz piacok megnyíltak a tengerentúli termelők előtt.

Thompson és szerzőtársai [2002] a búzapiac integrációját elemezte három EU-tagországban (Franciaország, Németország, Egyesült Királyság) – különös tekintettel arra hogyan hatott Európai Unió közös agrárpolitikájának reformja a hosszú távú alkalmazkodás sebességére. A szerzők negyedéves adatokat használtak az 1976–1999 közötti időszakra látszólag össze nem függő regressziós (*Seemingly Unrelated Regression, SUR*) hibakorrekciós modellt alkalmazva. Az eredmények az egy ár törvényének érvényesülését igazolják az európai búzapiacra. Az EU-ban lezajlott piacliberalizálás növelte

a nemzeti szintű és a világpiaci árak együttmozgását a Kereskedelmi Világszervezet megalakítását előkészítő Uruguay-forduló (1986–1993) utáni időszakban.

Dawson és szerzőtársai [2006] az árpa és a búza ára közötti kapcsolatot vizsgálta a londoni határidős piacon 1996 és 2002 között. A szerzők hosszú távú kapcsolatot találtak a két termék árai között. Ugyanakkor szignifikáns strukturális törés volt 2000 októberében, amikor a közös agrárpolitika intervenciók árát csökkentették. Az eredmények arra utalnak, hogy az árpa és a búzapiac tökéletesen integrált. A Granger-oksági elemzés azt mutatta, hogy az árpa ármozgásából lehet következtetni a búza árának alakulására.

Az árak térbeli integrációja a húspiacon

Meyer [2004] az európai sertéspiac térbeli integrációját vizsgálta tranzakciós költségek megléte esetén. Hibakorrekciós és küszöb-hibakorrekciós modellt alkalmazott a német és a holland sertéshúspiac elemzésére az 1989 és 2001 közötti időszak heti adatait felhasználva. Eredményei szerint a rövid távú reakcióknak csak Németországban van szignifikáns hatása a német vagy a holland késleltetett sertés ármozgásokra. Míg a hibakorrekciós modell eredményei azt mutatták, hogy hosszú távon mindkét piac árai reagálnak a hosszú távú egyensúlytól való eltérésre, addig a küszöb-hibakorrekciós modell szerint ez a hatás csak a német sertéspiac esetében szignifikáns. A számítások megerősítik, hogy a német és a holland sertéshúspiacok között szignifikáns a tranzakciós költségek alkalmazkodása egymáshoz.

Serra és szerzőtársai [2006] a sertéspiac térbeli integrációját az Európai Unióban az egységes piac létrejötte után nem lineáris küszöbmodelleket és nem paraméteres módszereket alkalmazva vizsgálta. A szerzők 1994 és 2004 közötti heti adatokat használtak az EU vezető sertéshústermelő és -kereskedő országai – Németország, Spanyolország, Franciaország és Dánia – esetében. Mindkét módszerrel úgy találták, hogy ahol létezik térbeli ártranszmisszió, ott a sertéspiacok az EU-ban integráltak. A nem paraméteres módszerek általában magasabb fokú ártranszmissziót mutattak, mint a küszöbmodellek. A szerzők mindkét módszer alapján megállapították, hogy az ártranszmisszió Németország és Dánia és Franciaország között aszimmetrikus, Németország javára. Továbbá az ártranszmisszió szimmetrikus Németország és Spanyolország között. A negatív árkülönbségek Németország és Dánia vagy Franciaország között gyorsan korrigálódtak, míg a pozitív árkülönbségek sokkal lassabban. Németország és Spanyolország között az alkalmazkodás gyorsasága az árkülönbségek előjelétől függetlenül azonos volt. A szerzők szerint ezek az eredmények azzal magyarázhatók, hogy Németország és Spanyolország között nagy a fizikai távolság, a kereskedelem pedig kevésbé intenzív, mint a többi országpáros esetében. További jelentős eredmény, hogy a tranzakciós költségek sávja nagyobb volt, amikor az ártranszmissziót a legnagyobb importáló és a legnagyobb exportáló ország között vizsgálták. Ez arra utal, hogy az importáló országban a sertésárak nagyobb tranzakciós költséget tartalmaznak, mint az exportáló országban.

Jalonoja és szerzőtársai [2006] a finn és a német sertés- és marhahúspiacok integrációját vizsgálta meg 1995 és 2005 közötti heti adatokat használva. Eredményeik szerint mindkét országban a marhahúsárak stacionáriusak voltak, ezért a finn marhahúsárak nem mozogtak együtt a német marhahúsárakkal. Következésképpen az importmarhahúst valószínűleg különböző termékként kezelték a finn fogyasztók. A sertés- és marhahúspiacon azonban szignifikáns kointegráció volt kimutatható. A Granger-oksági elemzés szerint az információk a két piac között egyirányúak: a német árak alakulása segíti a finn árak becslését. Hosszú távú kapcsolat mutatható ki a finn és a német sertés- és marhahúsárak között, de a nemzetközi irodalomban eddig talált értékekhez viszonyítva az alkalmazkodás sebesség kicsi volt. Rövid távon a német sertésárak hatása a finn sertésárakra elhanyagolhatónak bizonyult. Ezt azzal magyarázzák, hogy a késleltetett finn sertésárak hatottak a finn sertéspiac rövid távú dinamikájára. A küszöbkointegrációs modellben aszimmetrikus kointegrációt találtak hosszú távon. A német sertésárakban bekövetkezett pozitív sokkokra a finn sertésárak gyorsabban reagáltak, mint a negatív sokkokra.

Az eredmények ezért nem támasztják alá a feldolgozók és kereskedők oligopolpiaci helyzetéből fakadó erőfölényének kihasználását. A finn sertésárak relatíve alacsony alkalmazkodási sebessége a német sertéspiacokon történt árváltozásokra arra utal, hogy rövid távon a feldolgozók képesek tompítani a nemzetközi piacok nagyobb áringadozásait. A lassú alkalmazkodás másik lehetséges oka a termelők és a feldolgozók között szerződéses kapcsolatokra vezethető vissza.

Vollrath–Hallahan [2006] az Egyesült Államok és Kanada húspiacainak térbeli integrációját vizsgálták különös tekintettel a CUSTA és a NAFTA kereskedelmi megállapodások hatásaira a piacok integrációjára. A tanulmány újítása, hogy a termelői ársorozatok mellett azokat a tényezőket is bevonja a vizsgálatba, amelyek még befolyásolhatják a piaci árkapcsolatokat. Ilyenek az alkalmazkodás késleltetése, az árfolyamváltozások és a kereskedelempolitikai korlátozások változásai. Két módszert alkalmaznak a szerzők: 1. a szokásos egyár-törvény modellt, amellyel a piacok térbeli hatékonyságát elemzik, 2. vektor-autoregressziós (VAR) modellt, amellyel a piacok összekapcsolódását vizsgálják. Az empirikus elemzés szerint a csirke piaca a két országban szegmentált, ami azért nem meglepő eredmény, mert a baromfiszektor kínálatvezérelt szektor Kanadában. A kanadai és egyesült államokbeli sertéspiac jobban integrált, mint a kanadai és egyesült államokbeli marhahúspiac. A marhahúspiac alacsonyabb fokú integrációját a szerzők az országeredet-megjelölés követelményeivel és a nemzeti minőségi standardok különbségeire vezetik vissza. A másik szignifikáns korlátnak a két ország közötti árfolyamok bizonyultak. Érdekes eredmény, hogy a húspiacok sokkal kevésbé integráltak, mint ahogy azt a kutatók a kereskedelmi korlátozások lebontása után várták volna.

3. Módszertan

A nem stacionárius időszorelemzés fontosabb módszertani elemei

Nelson és Plosser 1982-ben megjelent, meghatározó fontosságú tanulmánya óta tudjuk, hogy a legtöbb makroökonómiai sorozat időben nem stacionárius, vagyis egységgyököket tartalmaz (*Nelson–Plosser* [1982]). (Gyengén) stacionáriusnak nevezünk egy idősort, ha várható értéke és varianciája konstans, autokovarianciája pedig csak a megfigyelések távolságától függ, és az időpontjától nem (*Darvas* [2004]). Egy nem stacionárius idősor esetében tehát, az idősorok várható értéke és/vagy varianciája időben nem állandó. Nem stacionárius és nem kointegrált idősorok esetében a klasszikus legkisebb négyzetek elvére (OLS) alapozott regresszió alkalmazása, valamint a standard statisztikai próbák torzított becsléseket és/vagy értelmetlen regressziót adhatnak.

Bár az önálló idősorok sztochasztikus trendeket tartalmazhatnak (vagyis nem stacionáriusok), hosszú távon több sorozat is együtt mozoghat, egy közös, hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létét sugallva. Két vagy több nem stacionárius változót kointegrálnak tekintünk, ha létezik legalább egy lineáris kombinációja a változóknak, amely stacionárius. Ez azt jelenti, hogy az önálló változók sztochasztikus trendjei között van kapcsolat, és ezek együtt mozognak egy hosszú távú közös egyensúlyi pont felé.

Egységgyökpróbák

Tekintsünk egy tetszőleges elsőrendű autoregresszív [AR(1)] folyamatot:

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t \quad t = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots \quad (3.1)$$

ahol e_t fehér zaj.

A folyamatot stacionáriusnak tekintjük, ha $|\rho| < 1$. A stacionaritás próbája ekvivalens az egységgyökpróbával, vagyis hogy $\rho = 1$. Az (3.1) egyenletet átírva:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t, \quad (3.2)$$

ahol $\delta = 1 - \rho$.

A próba a következő nullhipotézisre épül:

$H_0: \delta = 0$ nullhipotézist teszteljük az $H_1: \delta < 0$ alternatív hipotézis ellenében.

Maddala–Kim [1998] a leggyakrabban alkalmazott bővített Dickey–Fuller-féle egységgyökpróbákkal kapcsolatos méret- és próbaerő-problémák (*Dickey–Fuller* [1979]),

valamint kedvezőtlen kismintás tulajdonságai miatt az Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróba alkalmazását ajánlja (*Elliott–Rothenberg–Stock* [1996]). A Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetes (*Generalized Least Squares, GLS*) DF–GLS-próba, az $a_0 = 0$ nullhipotézist vizsgálja a (3.3) regresszióban:

$$\Delta y_t^d = a_0 y_{t-1}^d + a_1 y_{t-1}^d + \dots + a_p \Delta y_{t-p}^d + e_t, \quad (3.3)$$

ahol y_t^d a helyileg trendtől mentesített y_t idősor, amely attól függ, hogy a vizsgált modellbe konstanst vagy trendet illesztünk be. Egy lineáris trendet tartalmazó modell esetében a (3.4) képlet segítségével kapjuk meg az y_t^d trendhatástól mentesített sorozatot:

$$y_t^d = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_t, \quad (3.4)$$

ahol a $\hat{\beta}_0$ és $\hat{\beta}_t$ együttthatókat úgy kapjuk meg, hogy az alábbi \bar{y} -t regresszáljuk \bar{z} -n:

$$\bar{y} = [y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)y_T] \quad (3.5)$$

$$\bar{z} = [z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_2, \dots, (1 - \bar{\alpha}L)z_T] \quad (3.6)$$

Elliott, Rothenberg és Stock érvelése szerint, ha a (3.8) egyenletekben $\bar{c} = -7$ rögzített értéket használjuk a konstanst tartalmazó modellben, és $\bar{c} = -13,5$ értéket a lineáris-trend-modellben, akkor a próba ereje optimális lesz:

$$z_t = (1, t)' \quad (3.7)$$

$$\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T}. \quad (3.8)$$

Egységgyökpróbák strukturális törés jelenlétében

Amennyiben a vizsgált idősorok strukturális töréseket is tartalmaznak, kimutatható, hogy az általában alkalmazott (például Dickey–Fuller-féle vagy Elliott–Rothenberg–Stock-féle) egységgyökpróbák gyakran nem utasítják el az egységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézist akkor sem, ha valójában a sorozat strukturális törés jelenlétében stacionárius (*Perron* [1989], [1997]). Léteznek azonban egységgyökpróbák, amelyek képesek kezelni a problémát (*Zivot–Andrews* [1992], *Perron* [1989], [1997]). A Perron-féle próba (*Perron* [1989]) háromféle specifikációjú modell vizsgálatára nyújt lehetőséget. A (3.9) egyenlet az függőlegestengely-metszetben, a (3.10) egyenlet a trendben, míg a (3.11) egyenlet mind az függőlegestengely-metszetben, mind a trendben bekövetkező strukturális törést képes modellezni.

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)DU_t + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.9)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.10)$$

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.11)$$

ahol $DT_t = \begin{cases} t, & \text{ha } t > TB \\ 0, & \text{másképpen} \end{cases}$ és $DU_t = \begin{cases} t, & \text{ha } t > TB \\ 0, & \text{másképpen} \end{cases}$, a TB pedig a töréspont.

A Perron-féle egységgyökpróba hátránya (Perron [1989]), hogy ismerni kell előre a potenciális töréspont bekövetkeztének az időpontját. Erre van lehetőség amennyiben gazdaságpolitikai, makróökonómiai vagy egyéb háttér-információk rendelkezésre állnak. 1997-ben publikált tanulmányában, Perron a korábbi egységgyökpróbát úgy módosította, hogy az képes endogén módon keresni az esetleges töréspontokat (vagyis a próbához nem szükséges *a priori* információ). Az eljárás lényege, hogy minden lehetséges töréspontra (gyakorlatilag a megfigyelések 80 százalékra) kiszámoljuk a Student-féle t -értéket, majd a legkisebbnek megfelelő időpontot tekintjük töréspontnak, hiszen ez a legkedvezőbb az egységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézis elutasítása szempontjából.

A kointegráció vizsgálata

A két leggyakrabban alkalmazott kointegrációs próba az Engle–Granger-féle kétlépcsős módszer (Engle–Granger [1987]), valamint a Johansen-féle többváltozós eljárás (Johansen [1988]). Engle és Granger a kointegrációs kapcsolat reziduumainak a stacionaritás vizsgálatára alapozza a próbát. Először egy klasszikus OLS regresszióval becsüljük a hosszú távú kapcsolatot:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 y_{2t} + e_t \quad (3.12)$$

ahol y_{it} nem stacionárius változók, μ_1, μ_2 együtthatók, és e_t a hibatag.

A (3.12) egyenlet OLS becslése után a hibatagokat egységgyökpróbának vetjük alá. Az egységgyök-nullhipotézis ekvivalens a „változók nem kointegráltak” hipotézisével. Ha azonban a nullhipotézist elutasítjuk, a vizsgált változók kointegráltak tekinthetők. Ha azonban a (3.12) egyenlettel szemben a valós adatgenerálási folyamat strukturális eltolódásokat is tartalmaz (például valamely külső hatás eltolja az árrendszert valamely irányban, azaz strukturális törés következik be), akkor az Engle–Granger-próba nagy valószínűséggel még akkor sem utasítja el a „változók nem kointegráltak” nullhipotézisét, ha az valójában hamis.

Kointegrációs vizsgálat strukturális törések jelenlétében

Az egységgyökpróbákhoz hasonlóan, amennyiben a valós adatgenerálási folyamat struktúraváltást is tartalmaz, akkor az Engle–Granger-féle kointegrációs próba nagy valószínűséggel nem utasítja el a „nincs kointegráció” nullhipotézisét (Engle–Granger [1987]). Ezért, Gregory és Hansen bevezettek egy új módszert, amely képes a kointegráció tesztelésére úgy, hogy figyelembe tudja venni a struktúraváltásokat (Gregory–Hansen [1996]). A nullhipotézis ismét a „nincs kointegráció”, míg az alternatív hipotézis: kointegráció strukturális törésekkel. A nullhipotézisen három különböző specifikációjú (elnevezésük: 2. modell, 3. modell, 4. modell) alternatív modellt fogalmaztak meg a szerzők. A 2. modellben a (3.13) a függőlegestengely-metszet változhat:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (3.13)$$

A 3. modell [(3.14) egyenlet] annyiban különbözik a 2. modelltől, hogy időtrendet is tartalmaz:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (3.14)$$

Végül pedig a 4. modellben mind az függőlegestengely-metszet, mind a meredekség is tartalmazhat strukturális törést:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \phi_{t\tau} + e_t \quad t = 1, \dots, n. \quad (3.15)$$

Mivel általában *a priori* nem ismerjük a törés időpontját, a (3.13) – (3.15) egyenleteket rekurzív módon becsülhetjük, úgy, hogy T a minta középső 70 százalékán belül legyen: $|0,15| \leq T \leq |0,85|$, ahol n a mintanagyság.

Minden lehetséges töréspontra kiszámoljuk a (3.13)–(3.15) modellek reziduumainak megfelelő kibővített Dickey–Fuller-próba (ADF) értékét, és a legkisebb értéket választjuk tesztstatistikának (mivel ez a legalkalmasabb a „nincs kointegráció” nullhipotézis elutasítására). A kritikus értékek táblázatba foglalva megtalálhatók Gregory–Hansen [1996] tanulmányában.

Johansen-féle kointegrációs próba

A Johansen-féle próba előnye (Johansen [1992], [1995], Johansen és szerzőtársai [2000]), hogy egynél több kointegrációs kapcsolatot (vektort) is kezelni tud, valamint hogy a hosszú távú egyensúlyi ponthoz való igazodási sebesség vektora könnyen kiszámolható. Az eljárás a többváltozós autoregresszív környezetbe ágyazott maximum likelihood (ML) módszer, ahol a modellbe a fehérzaj-reziduumok eléréséhez szükséges számú késleltetést veszünk be. A próba során a (3.16) egyenlethez hasonló vektor-hibakorrekciós modellt (*vector error correction model*, *VECM*) becsülünk:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Psi D + u_t \quad (3.16)$$

ahol, ha például a termelői és a fogyasztói árak közötti kointegrációt vizsgáljuk, akkor $Z_t = [P_t^R, P_t^P]'$ egy (2×1) -es, a két $I(1)$ termelői és fogyasztói árakat tartalmazó vektor, $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k+1}$ a rövid távú paramétereket tartalmazó (2×2) -es vektorok, Π a hosszú távú paramétereket tartalmazó (2×2) -es mátrix, Ψ egy (2×11) -es paramétermátrix, D 11 szezonális dummy változó, és u_t a fehér zaj sztochasztikus komponense.

$\Pi = \alpha\beta'$, ahol az α mátrix az egyensúlyi állapothoz való igazodás sebességét méri (más néven: hibakorrekciós tag), és β mátrix a változók között létező maximum $(n-1)$ kointegrációs kapcsolatot tartalmazza. A konstansból és a lineáris trendtől függően, a (3.16) egyenletből különböző modelleket lehet alkotni. Harris [1995] a reális eseteket M2., M3., M4. modelleknek jelöli, és a következőképpen határozza meg. M2.: a konstans a kointegrációs térre korlátozott – a példánkban maradvány, termelői és fogyasztói árakat vizsgálva ez a kereskedelmi és feldolgozó árrés abszolút konstans értékét jelölheti (Bojnec [2002]); M3.: a konstans nincs korlátozva, és nem tartalmaz trendet a modell – ebben az esetben a hosszú távú, valamint a rövid távú modell konstansainak egy kombinációja közös értéként kerül a rövid távú modellbe; M4.: ha létezik egy exogén lineáris növekedés, amit nem tudunk modellezni, akkor a kointegrációs tér a lineáris időtrendet is mint determinisztikus változót tartalmazza.

Mivel általában *a priori* nem tudhatjuk, hogy a fenti modellek közül melyik a helyes, a Pantula-elvet (Harris [1995]) alkalmazhatjuk: egyszerre ellenőrizzük a helyes modellspecifikációt, valamint a kointegráció rangját.

A vektor-hibakorrekciós modellben a késleltetés hosszát az Akaike-féle információs kritérium (AIC) és a Schwarz-féle bayesi kritériumok (SBC) segítségével választjuk ki, majd a nyom- és a maximális sajátértéken alapuló próbákkal teszteljük a kointegráció rangját. A (3.16) egyenlet becslése után gyenge exogenitási próbákat végezhetünk az α vektoron, valamint lineáris korlátozásokat vizsgálhatunk a β vektoron. Az α vektor elemei mérik azt a sebességet, amellyel a változók visszaigazodnak a hosszú távú egyensúlyhoz, ha egy ársokk bekövetkezik. A gyenge exogenitás próbája az α vektor csak nullás értékeit tartalmazó sorai számának megállapítását jelenti. Az α vektorban a gyengén exogén változónak megfelelő sor egyenlő nullával.

Hogy a változók közötti Granger-okság irányát megállapítsuk, korlátozásokat tesztelünk az α vektorokon. A piac versenyzői jellegét strukturális próbákkal ellenőrizhetjük. Egy piacot versenyzőinek tekintünk, ha a termelői és fogyasztói árakat csupán egy abszolút konstans kereskedelmi árrés köti össze. A próba során az árváltozók egyúttartóknak (β_{PR}, β_{PP}) a következő korlátozását (homogenitástrestrikció) teszteljük:

$$H_0: \beta_{PR} = -\beta_{PP}. \quad (3.17)$$

*Nemlineáris kointegrációs modellek – küszöbkointegráció
(küszöb-hibakorrekciós modell, TVECM)*

Tong [1983] volt a legelső, aki nemlineáris küszöb-idősormodelleket alkalmazott. Tsay [1989], illetve Balke–Fomby [1997] fejlesztette ki a küszöbtípusú autoregresszív folyamatok tesztelési eljárását. Tekintsük a következő autoregresszív folyamatot:

$$y_{1t} - \beta_1 y_{2t} - \beta_2 y_{3t} - \dots - \beta_k y_{k+1t} = v_t, \quad (3.18)$$

ahol $v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$.

Mint korábban az egységgyökökről szóló alfejezetben bemutattuk, ha $|\rho|$ egyhez közelít, akkor v_t nem stacionárius. Balke–Fomby [1997] a következőképpen határozza meg a küszöb-autoregressziót:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)}, & \text{ha } |v_{t-1}| \leq c, \\ \rho^{(2)}, & \text{ha } |v_{t-1}| > c \end{cases}, \quad (3.19)$$

ahol c a küszöbérték, amely elhatárolja a két egymást váltó struktúrát. A (3.19) összefüggés könnyedén kiterjeszthető több küszöbértékre is. Egy Tsay [1989] által megszerkesztett teszt alapján Goodwin–Holt [1999], Goodwin–Harper [2000], majd Goodwin–Piggott [2001] a nemlinearitást tesztelik, és ha a linearitás nullhipotézisét elutasítják, akkor kétdimenziós rácskeresést alkalmaznak, hogy megkeressék a küszöbértékeket. Két módszer ismertetnek a küszöbértékek megállapítására. Az első egy olyan rácsmódszerrel keresi a küszöbértéket, amely maximalizálja a likelihood-függvényt (Obstfeld–Taylor [1997] nyomán), a másik pedig egy rácsmódszerű keresés, hogy megtaláljuk a küszöbértéket, amely minimalizálja a hibák négyzetösszegét (először Balke–Fomby [1997] alkalmazta). A (3.20) egyenlet példa egy két, c_1 és c_2 küszöbértékkel rendelkező hibakorrekciós modellre:

$$\Delta p_t^{out} = \begin{cases} \alpha^1 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^1 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varphi^1 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } ECT_{t-1} < c_1 \\ \alpha^2 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^2 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varphi^2 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } c_1 \leq ECT_{t-1} \leq c_2, \\ \alpha^3 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^3 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varphi^3 ECT_{t-1} + \gamma_t, & \text{ha } ECT_{t-1} > c_2 \end{cases} \quad (3.20)$$

ahol p^{out} és p^{in} az output-, valamint az inputárak, ECT a hibakorrekciós tag, míg α , β és φ megbecsülendő paraméterek, γ pedig hibatag. A Hansen–Seo-féle eljárás az egyik legkorszerűbb – az empirikus elemzésben immár széles körben alkalmazott – módszer, amely kétváltozós rendszer esetében maximum likelihood becsléssel egyszerre keresi (rácsmódszerrel) a kointegráló vektor (β) elemeit, valamint a küszöbértéket (Hansen–Seo [2002]). A szerzők eredeti jelöléseit használva a modell a következő:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{ha } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma, \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{ha } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases}, \quad (3.21)$$

ahol X_{t-1} p dimenziójú első fokon integrált $[I(1)]$ idősorok, amelyek β vektorral ko-integrálnak, $w_t(\beta) = \beta'x_t$ pedig a nulladfokon integrált $[I(0)]$ hibakorrekciós tag. Az így kapott küszöbérték szignifikanciáját, vagyis hogy a folyamat természete lineáris vagy küszöbkointegrációt követ, egy Lagrange-próbával lehet tesztelni. A tesztstatistika nem rendelkezik bizonyított eloszlási elmélettel, emiatt a kritikus értékek táblázatba foglalása sem lehetséges, ezért külön-külön minden becsült küszöb-hibakorrekciós modellben szimulálni kell őket.

Nemlineáris kointegrációs modellek – Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)

Az előbbi részben tárgyalt vektor hibakorrekciós modelleknél rugalmasabb, bár némileg nehezebb eljárás a Markov-féle váltási modellek (*switching*) alkalmazása, amelyekben az áregyenletrendszer paraméterei szabadon változhatnak az adatokban előforduló eltolódásoknak megfelelően. *Hamilton* [1989] vezette be a Markov-féle rezsimváltó autoregresszív (MSVAR) modelleket, lehetővé téve rezsimenként eltérő struktúrájú idősorok elemzését úgy, hogy a rendszer állapotváltozója nem ismert. Az általunk alkalmazott Markov-féle rezsimváltó hibakorrekciós modellben (MSVECM) mind a hosszú, mind a rövid távú dinamikát leíró együtthatók, a tengelymetszet, valamint a hibatagok varianciája is szabadon változtat annak függvényében, hogy éppen melyik állapotban van a rendszer:

$$\Delta Y_t = v(s_t) + \alpha(s_t)(\beta'Y_{t-1}) + \sum_{i=1} D_i(s_t)\Delta Y_{t-i} + u_t, \quad (3.22)$$

ahol Y_t az első renden integrált árvektor, v a tengelymetszet vektora, α a rendszer alkalmazkodási sebességét mérő koefficiensek vektora, és β pedig a hosszú távú kointegráló vektor, D_i az autoregresszív (rövid távú paraméterek) mátrixa, u_t pedig a szokásos tulajdonságokkal rendelkező reziduum, s_t az állapotváltozó, $s_t = 1, \dots, M$, amely azt mutatja, hogy az M lehetséges rezsim közül éppen melyikben tartózkodik a rendszer. Már utaltunk rá, hogy a rendszer állapota nem figyelhető meg közvetlenül. Általában, annak a valószínűsége, hogy éppen melyik s_t állapotban van a rendszer, az összes előző állapot függvénye. Éppen ezért, Markov-féle rezsimváltó hibakorrekciós modell becsléskor, a következő, egyszerűsítő feltétellel élünk:

$$\Pr(s_t | S_{t-i}, \Delta Y_{t-i}, \beta'Y_{t-1}) = \Pr(s_t | s_{t-1}, \Pi),$$

ahol Π a különböző struktúrájú állapotok közötti átmenetek valószínűségmátrixa, vagyis a pillanatnyi állapot csak a $(t-1)$ -edik időpontban megfigyelt állapottól függ.¹

¹ A gyakorlatban a Markov-féle idősoros modellek becslését várakozásmaximalizáló algoritmussal (*Expectation-Maximization, EM*) oldjuk meg, például az Ox programnyelvben írt MSVAR csomag segítségével (*Krolzig* [2004]).

Nemlineáris kointegrációs modellek – Gonzalo–Pitarakis-modell

Az eddigi modellek implicit módon azt feltételezték, hogy a változók közötti kointegrációs egyenlet egyedi és lineáris. *Gonzalo–Pitarakis* [2006] egy olyan (később itt részletezett) modellt javasolnak az említett korlátok lazítására, amely nemcsak a rövid, hanem a hosszú távú egyensúlyi kapcsolatban is egy stacionárius exogén változó (nemlineáris) dinamikáját követi. Legyen y_t és x_t a két vizsgálni kívánt változó, valamint q_{t-d} ahol $d \geq 1$ egy stacionárius exogén változó, amely meghatározza melyik rezsimben tartózkodik a rendszer:

$$y_t - \beta'x_t + \lambda x_t I(q_{t-d} > \lambda) + u_t \quad (3.23)$$

$$x_t = x_{t-1} + v_t. \quad (3.24)$$

A lineáris kointegráció nullhipotézist (3.25) a küszöbkointegráció alternatív hipotézis (3.23) ellenében a (3.26) supremum Lagrange-multiplikátor módszerével tesztelhetjük:

$$y_t = \beta'x_t + u_t \quad (3.25)$$

$$LM_t(\gamma) = \frac{1}{\sigma_0^2} \mathbf{u}' \mathbf{M} \mathbf{X}_\gamma (\mathbf{X}_\gamma' \mathbf{M} \mathbf{X}_\gamma)^{-1} \mathbf{X}_\gamma' \mathbf{M} \mathbf{u}, \quad (3.26)$$

ahol $\mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$, és \mathbf{X} elemei a lineáris modellnek megfelelő x_t változók, \mathbf{X}_γ elemei pedig a nemlineáris modell $x_t I(q_{t-d} > \gamma)$ változói, u_t és v_t skálár stacionárius eltérésváltozók, míg $I(q_{t-d} > \gamma)$ az indikátorfüggvény, amely 1 értéket vesz fel ha $q_{t-d} > \gamma$, és 0 értéket egyébként. A tesztstatisztika függvényében lineáris vagy struktúrafüggő hibakorrekciós modell becsülhető.

Ártranszmissziós kutatások módszertana

Az ártranszmissziós vizsgálati módszer lényege az, hogy úgy módosítunk egy két ár közötti kapcsolatot leíró egyenletet, hogy ez külön-külön reprezentálja a csökkenő, illetve növekvő árakat. Tekintsük a következő egyszerű kapcsolatot két ár, a p^{in} és p^{out} között:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta p_t^{in} + \mu_t. \quad (3.27)$$

Felhasználva *Tweeten–Quance* [1969] irreverzibilis kínálati függvények becslésére kidolgozott módszerét, a (3.27) egyenlet a következőképpen módosítható:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta^+ D_t^+ p_t^{in} + \beta^- D_t^- p_t^{in} + \varepsilon_t, \quad (3.28)$$

ahol D_t^+ és D_t^- kétértékű (*dummy*) változó

$$D_t^+ = \begin{cases} 1, & \text{ha } p_t^{in} \geq p_{t-1}^{in} \\ 0, & \text{egyébként} \end{cases} \quad D_t^- = \begin{cases} 1, & \text{ha } p_t^{in} \leq p_{t-1}^{in} \\ 0, & \text{egyébként} \end{cases}$$

Így az inputár két változóra osztható, amelyek közül egyik csakis a növekvő árakat, a másik pedig csakis a csökkenő árakat méri. Míg az (3.27) egyenletben egy β együttműködhet, a (3.28)-ban már két, β^+ és β^- együttműködhet lesz. Az aszimmetriát standard F -próbával vizsgálhatjuk. Ha β^+ és β^- szignifikánsan különböznek egymástól, akkor ez aszimmetrikus ártranszmisszióra utaló bizonyíték. A legtöbb aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgáló kutatás a Wolfram [1971] által kifejlesztett a (3.28) egyenletre alapuló specifikációt alkalmazta. A (3.28) egyenlethez képest a Wolfram specifikációban rejlő fő különbség, hogy utóbbi első differenciákat tartalmaz a változók szint értékei helyett:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta^+ \left(p_0^{in} + \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in} \right) + \beta^- \left(p_0^{in} - \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} \right) + \varepsilon_t, \quad (3.29)$$

ahol $\Delta p_t^{in} = p_t^{in} - p_{t-1}^{in}$. Wolfram [1971] szerint a (3.29) teszt használata előnyösebb a (3.28)-nál, mivel az utóbbi β^+ és β^- értékek helytelen becsléséhez vezet. Ennek a magyarázata az, hogy ha a (3.28) egyenlet a helyes adatgeneráló folyamat, és az ártranszmisszió aszimmetrikus, akkor p_t^{out} és p_t^{in} különböző irányba sodródik. Ahogy a minta nagyság nő, a sodródás hangsúlyozottabb lesz, és ez magas α és torzított β^+ és β^- értékekhez vezet. Gollnick [1973] a (3.29) egyenlet egy átparametrizált változatát fejlesztette ki:

$$p_t^{out} = \alpha t + \beta p_t^{in} + \beta^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t. \quad (3.30)$$

Az aszimmetria vizsgálatához elegendő a β^- paraméter Student-féle t -próbájának a vizsgálata, nincs szükség egy korlátozott egyenlet becslésére és az F -próba elvégzésére. Szintén Gollnick [1973] vezette be az (3.31) egyenletet, amely a (3.30) átparametrizált változata, amely csupán első differenciákat és nem ezek összegét tartalmazza:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \beta \Delta p_t^{in} + \beta^- D^- \Delta p_t^{in} + \gamma_t. \quad (3.31)$$

Houck [1977] szintén egy Wolfram-féle specifikációval dolgozott, de vele ellentétben, nem vette figyelembe az első megfigyelést, mivel ha differenciákat számolunk, akkor az első megfigyelés szintértékének nem lesz önálló magyarázó ereje. Így a függő változó $p_t^{out} - p_0^{out}$ lesz, melyet p_t^{out*} -val jelölünk.

$$p_t^{out*} = \alpha t + \beta^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in} + \beta^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t. \quad (3.32)$$

Hasonlóan a korábbi szerzőkhöz, Houck [1977] meghatározta a (3.32) egyenlet egy átparametrizált formáját, ahol csakis a növekvő, illetve csökkenő első differenciákat veszi be az egyenletbe, összeadás nélkül.

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \beta^+ D^+ \Delta p_t^{in} + \beta^- D^- \Delta p_t^{in} + \gamma_t. \quad (3.33)$$

Ward [1982] az exogén változó késleltetett tagjainak bevonásával kiterjesztette a Wolfram–Houck-féle specifikációt:

$$p_t^{out*} = \alpha t + \sum_{j=1}^K \left(\beta_j^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in} \right) + \sum_{j=1}^L \left(\beta_j^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_{t-j+1}^{in} \right) + \varepsilon_t, \quad (3.34)$$

illetve:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \gamma_t. \quad (3.35)$$

A növekedő magyarázó változók késleltetési hossza (K) nem feltétlenül lesz egyenlő a csökkenő magyarázó változók késleltetés hosszával (L).

Az eddig bemutatott modellek közül egyik sem vette figyelembe az adatok idősor-tulajdonságait, sokuk autokorrelációval küzd. Az autokorreláció általában az értelmetlen regresszió jele, amennyiben az idősorok nem stacionáriusak (*Cramon-Taubadel* [1998]). A problémát megoldaná, ha az ártranszmissziót kointegrációs környezetben vizsgálnánk. Ellenben *Cramon-Taubadel* [1998] bebizonyította, hogy a Wolfram–Houck-féle specifikációk alapvetően inkonzisztensek a p^{in} és p^{out} közötti esetleges kointegrációval. *Cramon-Taubadel* [1998] egy hibakorrekciós modellt ajánl, amely kapcsolatot teremt a kointegráció és hibakorrekció között. Az módszer sémája a következő:

- Teszteljük a vizsgált változók egyéni integrációs rendjét!
- A (3.27) egyenlet alapján becsljük meg a p^{in} és p^{out} közötti kointegrációs kapcsolatot!
- Ha a változók kointegráltak, akkor elmentjük a μ_{t-1} hibatagokat, majd pozitív és negatív részekre bontjuk őket, ezáltal két hibatagcsoportot alkotva:

$$ECT_{t-1} = \mu_{t-1} = p_t^{out} - \alpha - \beta p_t^{in}, \quad (3.36)$$

$$ECT_{t-1} = ECT^+ + ECT^-. \quad (3.37)$$

- A (3.38) formájú vektor-hibakorrekciós modellt (VECM) modellt becsljük:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varphi^+ ECT^+ + \varphi^- ECT^- + \gamma_t. \quad (3.38)$$

- Egy egyszerű F -próbát használunk a szimmetriára vonatkozó nullhipotézis ellenőrzésére.

Az eddig felsorolt összes modell azt feltételezi, hogy az ártranszmissziót megalapozó függvénykapcsolat alapvetően lineáris. De hogyan modellezhető az árkapcsolat, ha a transzmisszió nemlineáris, vagyis a két változó közötti kointegrációs kapcsolat „inaktív” addig, amíg a rendszer az egyensúlyi ponttól túl messze nem csúszik (vagyis meghalad egy bizonyos küszöböt), ekkor azonban a kointegráció aktiválódik. Másképpen fogalmazva, küszöbkointegráció akkor lép fel, ha a rendszer különbözőképpen reagál a nagy sokkokra (vagyis a küszöbértéknél nagyobbakra), mint a kis sokkokra. A nemlineáris ártranszmisszió az úgynevezett küszöb-hibakorrekciós modellelcsalád segítségével tesztelhető, lásd az előzőekben ismertetett küszöb-hibakorrekciós modellt (*TVECM*) vagy Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modellt (*MSVECM*).

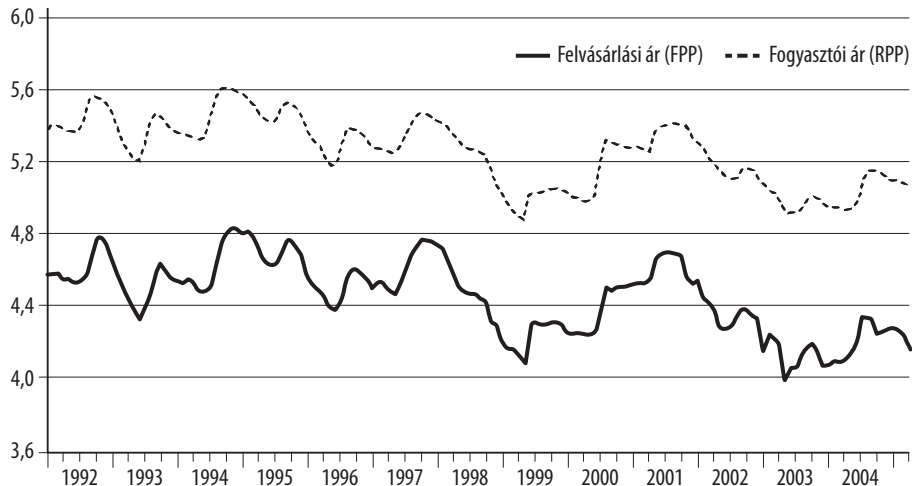
4. Vertikális ártranszmisszió a magyar élelmiszerláncokban

A magyar sertés-, marhahús-, tej-, valamint zöldségpiac példáján keresztül illusztráljuk a vertikális ártranszmisszió problematikáját.

Sertéshúspiac

A kutatáshoz 160 megfigyelésből álló adatbázist használtunk, amely az 1992 januárja és 2005 áprilisa közötti havi termelői (felvásárlási, jelölése: *FPP*), valamint fogyasztói árakat (jelölése *RPP*),¹ tartalmazza. A Központi Statisztikai Hivatalból kapott adatokat 1992. januárra defláltuk, majd logaritmizáltuk. A 4.1. ábra a deflált árak logaritmusát mutatja be a vizsgált periódusban.

4.1. ÁBRA ■ A sertéshús termelői, illetve fogyasztói árának logaritmusai



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

¹ Az elemzéshez használt fogyasztói árat a csontos rövidkaraj szűzpecsenyével, a csontos sertéstarja, a csont és a csülök nélküli sertéscomb, valamint a csontos oldalas átlagaként számoltuk ki.

Az empirikus elemzést a termelői és fogyasztói árak egységgyökpróbájával kezdjük. A Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetes (*Generalized Least Squares*, *GLS*) DF–GLS-próbát használjuk. Az eredményeket a 4.1. táblázat tartalmazza.²

4.1. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróbák

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
FPP	konstans	1	–0,938
	konstans és trend	1	–2,457
RPP	konstans	2	–1,990
	konstans és trend	1	–4,158

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: –1,614 (–1,943); konstanssal és trenddel pedig: –2,655 (–2,945). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

A sertéshús termelői ára egyértelműen tartalmaz egységgyököt, míg a fogyasztói ár inkább trendstacionáriusnak tűnik. Ismerve azonban az egységgyökpróbák erő-, illetve méretproblémáit, úgy döntöttünk, hogy a fogyasztói árak sorozatát is nem stacionáriusnak tekintjük, és megvizsgáljuk kointegrálnak-e a termelői árakkal. Az Engle–Granger-féle, illetve a Johansen-féle próbák nem mutattak kointegrációt, aminek egyik lehetséges oka a hosszú távú kapcsolatban bekövetkezett struktúraváltás lehet (*Engle–Granger* [1987], *Johansen* [1992]). Ezért a Gregory–Hansen-féle kointegrációs próbát alkalmaztuk (*Gregory–Hansen* [1996]).³ Sorban megbecsültük a 2–4. modell egyenleteit [(3.13)–(3.15)], a 4. modellel kezdtük, mivel az összes többi modell erre vezethető vissza. A nincs kointegráció nullhipotézisét végül a 2. modell, azaz a (3.13) egyenletnek megfelelő specifikáció utasította el. A lehetséges strukturális töréspontokra rekurzívan becsült kibővített Dickey–Fuller-próba (ADF) értékeit a 4.2. ábra mutatja be. A minimum ADF-statisztika: –5,864, ami 1 százalékos szinten szignifikáns, és egy 1996 áprilisában bekövetkezett töréspontnak felel meg.

A kointegrációs kapcsolat a termelői és fogyasztói sertésárak között a következő (t -értékek zárójelben):

$$RPP = 2,000 - 0,078E + 0,802FPP \quad (4.1)$$

(28,41) (–10,42) (51,03)

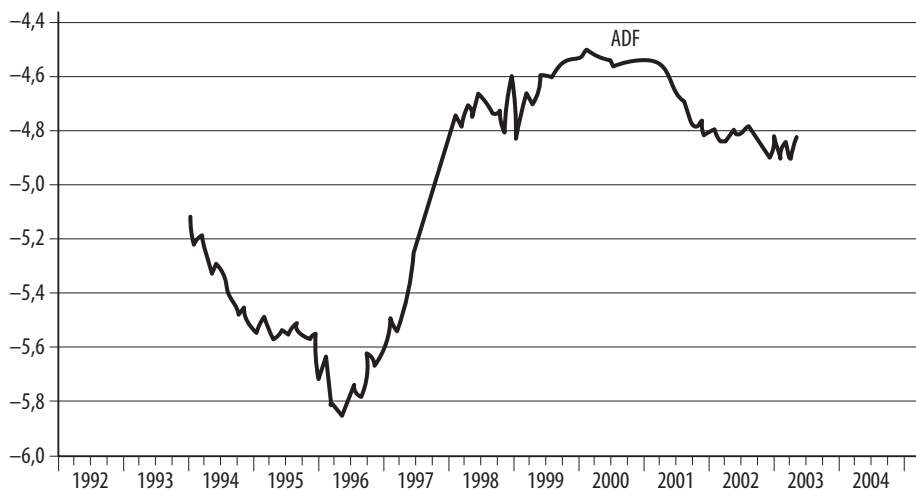
ahol $E = \begin{cases} 0, & \text{ha } t < 1996. \text{ április} \\ 1, & \text{ha } t \geq 1996. \text{ április} \end{cases}$

Amennyiben a (4.1) egyenlet reziduuma DF–GLS-egységgyökpróbának vetjük alá, 1 százalékos szignifikanciaszinten elutasíthatjuk az egységgyökre vonatkozó nullhipotézist, ami ismét csak alátámasztja az (4.1) modell helyességét.

² EViews ökonometriai szoftvert használtuk a DF–GLS-egységgyökpróbákhoz.

³ A Gregory–Hansen-próbák elvégzéséhez GAUSS 6.0 programnyelven írt szoftvert használtunk.

4.2. ÁBRA ■ Rekurzívan becsült Gregory–Hansen-féle ADF-tesztstatisztika



Forrás: Saját számítások.

Hosszú távú exogenitásprobák segítenek meghatározni a gyengén exogén árat, ezáltal pedig következtetni lehet az árak közötti oksági viszonyokra. A $\chi^2(1)$ próba értéke 0,459 ($p = 0,38$), vagyis nem utasíthatjuk el a gyengén exogén termelői árak nullhipotézisét. Ebből következik, hogy hosszú távon, a magyar sertéshúspiacon a termelői árak határozzák meg a fogyasztói árakat.

A sertéshúspiac versenyjellegét a homogenitáskorlátozásokkal tesztelhetjük, vagyis hogy $\beta_{RPP} = -\beta_{FPP}$. A $\chi^2(1)$ -próba értéke 12,43 ($p = 0,00$), vagyis a kompetitív piacok nullhipotézisét elutasítjuk, megállapítva, hogy a magyar sertéshúspiacra haszonkulcsos (*mark-up*) árképzés a jellemző. Az exogenitáspróba eredménye beépíthető a modellbe, javítva ennek statisztikai erejét. Az (4.2) egyenletben újrabecsültük az (4.1) egyenletet, az exogenitáskorlátozás figyelembevételével:

$$RPP = 1,928 - 0,074E + 0,819FPP \quad (4.2)$$

ahol $E = \begin{cases} 0, & \text{ha } t < 1996. \text{ április} \\ 1, & \text{ha } t \geq 1996. \text{ április} \end{cases}$

Logaritmizált változók használatának egyik előnye, hogy az árak közötti hosszú távú rugalmassági együttható könnyedén leolvasható. A magyar sertéshúspiac esetében egy tökéletlen transzmissziós együtthatót ($\varepsilon_{FPP} = 0,807$) kapunk. A (4.2) egyenletből megállapítható továbbá, hogy az 1996. áprilisi strukturális törés utáni periódusban a kereskedelmi árrés összeszűkült.

A (4.2) egyenlet reziduumainak, valamint a termelői árak első differenciáinak a pozitív, valamint negatív részekre bontásával becsülhető a szimmetrikus transzmisszió tesztelésére alkalmas egyenlet.

A 4.2. táblázat eredményeiből következik, hogy bár hosszú távon az ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon szimmetrikus, rövid távon aszimmetria jellemzi a szektort, vagyis a feldolgozók, nagykereskedők rövid ideig képesek elhalasztani az esetleges termelői árcsökkenések továbbhárítását a fogyasztóknak. Feltevődik a kérdés, hogy minek köszönhető az árrés szűkülése 1996 áprilisa után. A 4.1. ábráról leolvasható, hogy nemcsak az árrés, hanem reálértéken a fogyasztói és termelői árak is csökkentek a töréspont után. Bár pontos magyarázatot nem adhatunk, a következőben felsorolunk néhány, a szektor dinamikáját valamint a töréspontot magyarázó tényezőt.

4.2. TÁBLÁZAT ■ Hosszú, illetve rövid távú szimmetriapróbák a sertéshúspiacon

Hipotézisek	Hosszú távú	Rövid távú
Null: szimmetria	$\varphi^+ = \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) = \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Alternatív: aszimmetria	$\varphi^+ \neq \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) \neq \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Próbastatisztika	$F(1, 148) = 0,001$ ($p = 0,95$)	$F(1, 148) = 7,983$ ($p = 0,00$)

Először is, a magyar húsfogyasztási szokások radikálisan megváltoztak a kilencvenes évek első felében. Az egy főre jutó teljes húsfogyasztás a zuhanó reáljövedelmek hatására lecsökkent. A húsélelmiszerekben belül különösen a sertéshús-, illetve a marhahús-fogyasztás csökkent, míg a baromfifogyasztás (elsősorban a relatív áraknak köszönhetően) növekedett. Az 1990-ben regisztrált 38,8 kilogramm/fő évi sertéshúsfogyasztás 1996-ra 27 kilogrammra csökkent, és azóta is e szint körül mozog.

Másodszor, a sertésállomány kilencvenes évek eleje óta tartó csökkenése 1996 körül megállt, és az állomány ötmillió sertés körül stabilizálódott. Továbbá pedig a sertéshústermelés szabadesése (a termelés nagysága az 1992-ben mért 470 ezer tonnáról 1996-ra 269 ezer tonnára csökkent) is a végéhez közeledett, ezzel egy időben pedig a koncentráció felgyorsult a szektorban.

Harmadszor, az átmeneti periódus első felében az új piaci intézmények fejlődése lassú volt, ami miatt a sertéshús kínálati láncának vertikális koordinációja hiányosan működött. A második periódusban a javuló üzletkötési módszerek csökkentették a bizonytalanságot a szektorban, és a tökéletesebb vertikális koordináció hatására csökkentek a tranzakciós költségek.

Negyedszerre, az agrárpolitika is befolyásolta a magyar élelmiszer-termékláncokat. Az átalakulás (1989–1993) időszakában, a hangsúly elsősorban a piacgazdaság működéséhez szükséges törvényi és intézményes keretek kiépítésére helyeződött. A konszolidációs fázisban (1994–2005) pedig már a hazai agrárpiacon stabilizálása, illetve a jogi környezet EU-s harmonizációja voltak a legfontosabb teendők. A stabilizációs eszközök között szerepelt többek között az Agrárpiacon Rendtartási Hivatal létrehozása, valamint az állattenyésztési szektor számára támogatott árak meghirdetése.

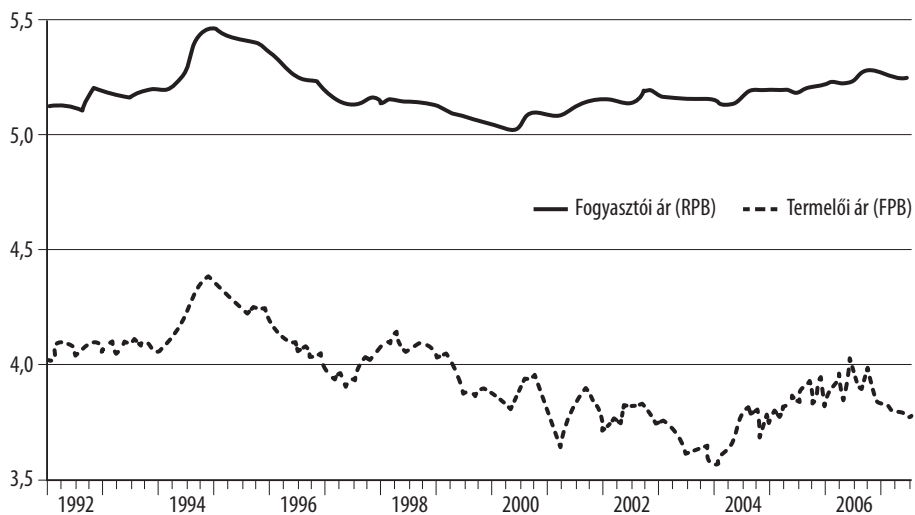
Végül pedig a szupermarketláncok térnyerését mint az árak, illetve az árrések csökkenésének lehetséges okaiként kell megemlítenünk. 1992 és 1996 között a kedvező elhelyezkedésű nagyobb méretű élelmiszerláncok multinacionális tulajdonba kerültek, míg a kisebb üzletek csődbe mentek. 1997 után a kiskereskedelmi koncentráció még inkább felgyorsult.

Összefoglalva, 1992 és 1996 között a csökkenő termelés, feldolgozóipari kibocsátás, fogyasztás, valamint növekedő baromfihús-kereslet miatt, a sertésszektor termelői és fogyasztói árait jellemző árbuborék szétpattant. 1996 áprilisa után nemcsak az árak csökkentek, hanem a kereskedelmi árrés is összeszűkült. Megállapíthatjuk, hogy a sertésszektor konszolidációja a kereskedelmi árrés mértékének csökkenéséhez vezetett.

Marhahúspiac

A kutatáshoz a Központi Statisztikai Hivatalból származó magyar termelői (felvásárlási), illetve fogyasztói árak logaritmusát használtuk.⁴ Az adatbázis 187 darab 1992 januárja és 2007 júliusa közötti havi megfigyelésből tevődik össze, amit 1992. januárra defláltunk a magyar fogyasztói árindexszel (CPI). A 4.3. ábra, a termelői (FPB), illetve fogyasztói (RPB) árakat mutatja be.

4.3. ÁBRA ■ Marhahús termelői, illetve fogyasztói árak logaritmusai



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

⁴ Fogyasztói árként a KSH által közölt marha rostélyos fogyasztói árát használtuk.

A korábbi elemzéshez hasonlóan, az első lépés az idősorok stacionaritásának a vizsgálata. A 4.3. táblázat az Elliott–Rothenberg–Stock-féle egységgyökpróbák eredményeit mutatja be.

4.3. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróbák

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
FPB	konstans	5	–1,108
	konstans és trend	5	–1,946
RPB	konstans	1	–1,681
	konstans és trend	1	–1,869

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: –1,614 (–1,943), konstanssal és trenddel pedig: –2,655 (–2,945). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

Megállapítható, hogy mind a marhahús termelői, valamint a fogyasztói ára egységgyököt tartalmaz, vagyis nem stacionárius. A 4.3. ábra alapján strukturális törések is lehetnek a sorozatokban, ezért strukturális törések jelenlétében is elvégezzük az egységgyökpróbát (4.4. táblázat).⁵

4.4. TÁBLÁZAT ■ Perron-féle egységgyökpróbák

Változó	Késleltetések száma	Töréspont	Próbastatisztika	5 százalékos kritikus érték
FPB	5	2001. május	–0,937 (47,41)	–3,03
RPB	1	2000. augusztus	–1,854 (38,10)	–2,88

Megjegyzés: *t*-értékek zárójelben.

Bár a strukturális törések (2000. augusztus, illetve 2001. május) szignifikánsak a regresszióban, de nem változtatnak a DF–GLS-módszerrel kapott eredményen, így megállapíthatjuk, hogy a sorozatok egységgyököt tartalmaznak, vagyis kointegrációs módszerrel szükséges vizsgálni a közöttük levő kapcsolatot. Sem a Johansen-féle, sem az Engle–Granger-féle, sem a Gregory–Hansen-féle módszerekkel (Johansen [1992], Engle–Granger [1987], Gregory–Hansen [1996]) nem sikerült kimutatni a kointegrációs kapcsolatot a sorozatok között, ezért a strukturális töréseket is figyelembe vevő Johansen-féle próbát alkalmazzuk (Johansen és szerzőtársai [2000]). Mivel ez a próba nem képes endogén módon keresni a strukturális töréspontokat, a Perron-féle egységgyökpróba által meghatározott töréspontokra végezzük el az elemzést. A 2000.

⁵ Helmut Lütkepohl féle-JMulti szoftvert használtuk a strukturális töréses egységgyökpróbák elvégzéséhez (<http://www.jmulti.de>).

augusztusi töréspont alkalmazásával sikerült kointegrációs kapcsolatot találni a termelői, illetve fogyasztói árak között, a teszteredményeket a 4.5. táblázat mutatja be:

4.5. TÁBLÁZAT ■ Kointegrációs próba

Kointegrációs vektor	Likelihood-arány (LR) próba	90 százalékos	95 százalékos	<i>p</i> -érték
		kritikus érték		
<i>r</i> = 0	26,01	22,17	24,01	0,021
<i>r</i> = 1	3,66	11,03	12,83	0,809

A kointegrációs próba alapján becsült vektor-hibakorrekciós modellből (VECM), a (4.3) becslést kapjuk a marhahús hosszú távú termelői és fogyasztói árai közötti kapcsolatra (*t*-értékek zárójelben):

$$RPB = 0,824 + 0,301E + 1,075FBP \quad (4.3)$$

(−1,32) (−5,41) (−6,97)

$$\text{ahol } E = \begin{cases} 0, & \text{ha } t < 2000. \text{ augusztus} \\ 1, & \text{ha } t \geq 2000. \text{ augusztus} \end{cases}$$

Az (4.3) egyenletből következik, hogy 2000 augusztusa után a termelői és kiskereskedelmi árak közötti árrés megnőtt. Hogy a marhahúspiac versenyjellegét teszteljük, újrabecsüljük a vektor-hibakorrekciós modellt a következő korlátozással: $\beta_{FPB} = 1$. A Wald-próba *F*-értéke: 0,239 (*p* = 0,62), vagyis a korlátozást nem utasíthatjuk el. Az újrabecsült modellből a (4.4) hosszú távú egyenlet (*t*-értékek zárójelben) következik:

$$RPB = 1,132 + 0,280E + FBP \quad (4.4)$$

(−56,0) (−9,20)

$$\text{ahol } E = \begin{cases} 0, & \text{ha } t < 2000. \text{ augusztus} \\ 1, & \text{ha } t \geq 2000. \text{ augusztus} \end{cases}$$

A kointegráció teszteléséhez használt vektor-hibakorrekciós modell α vektorából következtetni tudunk a marhahúspiac árai közötti oksági viszonyra. A vektor elemei (zárójelben a megfelelő *t*-értékek) a következők: −0,035 (−2,114) és 0,117 (2,235). Mivel mindkét érték szignifikáns, egyik ár sem gyengén exogén a másikhoz képest (nem azonosíthatunk egy domináns árat), tehát kétirányú oksági kapcsolat jellemzi a marhahúspiacot.

A hosszú távú egyenlet reziduuma tulajdonképpen a VECM-modell hibakorrekciós tagjai, amit a pozitív, illetve negatív részre bontunk, majd megbecsüljük a szimmetriapróbához alkalmazható VECM-modellt. Így már lehetővé válik a hosszú, illetve rövid távú szimmetria tesztelése. Az eredmények a 4.6. táblázatban találhatók.

A tesztek sem rövid, sem hosszú távon nem utasítják el a szimmetrikus ártranszmisszió nullhipotézisét a magyar marhahúspiacon.

4.6. TÁBLÁZAT ■ Hosszú, illetve rövid távú szimmetriapróbák a marhahúspiacon

Hipotézisek	Hosszú távú	Rövid távú
Null: szimmetria	$\varphi^+ = \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) = \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Alternatív: aszimmetria	$\varphi^+ \neq \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) \neq \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Próbastatisztika	$F(1, 172) = 0,0037$ ($p = 0,95$)	$F(1, 172) = 0,0218$ ($p = 0,88$)

A hosszú távú árak közötti kapcsolatban bekövetkezett 2000. augusztusi törés ismét több okra vezethető vissza: megváltozott a fogyasztói, illetve feldolgozói magatartás, új piaci intézmények jelentek meg, az agrárpolitika megváltozott, és koncentráltódott a feldolgozói és kiskereskedelmi szektor. A szocialista gazdaságpolitika bukásával, a koncentrált piaci termelői struktúrák, valamint a magas, marhahústermelést ösztönző támogatások megszűntek, a gazdaságok tulajdonosi szerkezete pedig radikális változásokon ment keresztül. Míg 1990-ben a vágómarha 63 százalékát szövetkezetek nevelték, és a magántermelők súlya csupán 14 százalék volt, 1996-ra a szövetkezetek súlya 35 százalékra csökkent, a magántermelők részesedése pedig 39 százalékra nőtt (Bárdos–Fertő [2006]). A kisebb termelői koncentráció pedig megerősítette a feldolgozói és kiskereskedelmi szektor alkupozícióját, ami a kereskedelmi árrés növekedéséhez vezetett.

Tejtermékpiac

1992 januárja, illetve 2007 júliusa közötti, egyenként 187 megfigyelésből álló idősorokat használtunk az elemzéshez. Mind a tej termelői, mind fogyasztói árának megfelelő sorozatok a Központi Statisztikai Hivaltól származnak, amelyeket a magyar fogyasztói árindexszel 1992. januárra defláltuk, majd logaritmizáltuk őket. A vizsgált időszakra vonatkozó termelői (*FPM*), illetve fogyasztói (*RPM*) árak logaritmusértékeit a 4.4. ábra mutatja.

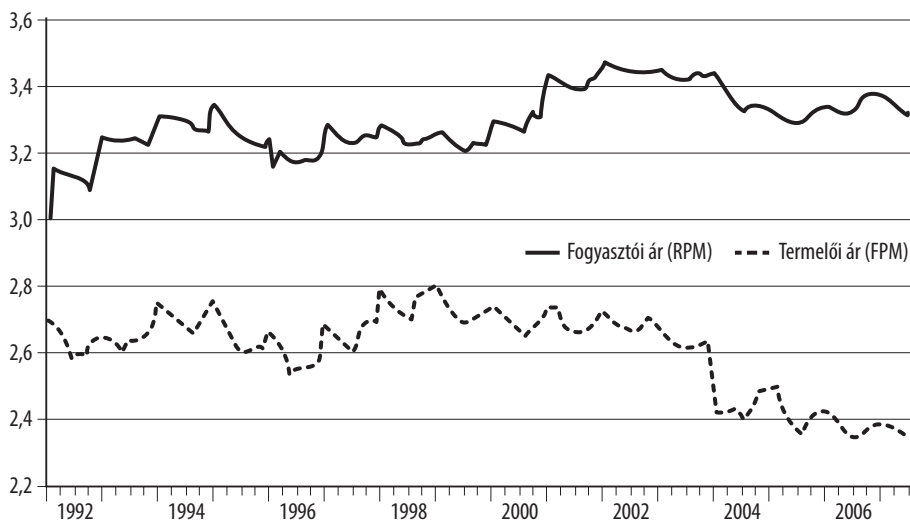
Az egységgyökpróbák (4.7. táblázat) azt mutatják, hogy egyik idősor sem stacionárius.

4.7. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróbák

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
<i>FPM</i>	konstans	12	−0,686
	konstans és trend	12	−1,980
<i>RPM</i>	konstans	0	−0,338
	konstans és trend	0	−1,451

ADF–GLS-próbák 0,90(0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: −1,614 (−1,943), konstanssal és trenddel pedig: −2,655 (−2,945). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

4.4. ÁBRA ■ Tej termelői, illetve fogyasztói árai logaritmusa



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

A 4.4. ábra azonban azt sugallja, hogy a sorozatok strukturális töréseket tartalmazhatnak. Mivel a standard egységgyökpróbák ereje a töréspontok jelenlétében gyenge, a Perron-féle egységgyökpróbákat is elvégeztük, amelyek eredményeit a 4.8. táblázatban közöljük.

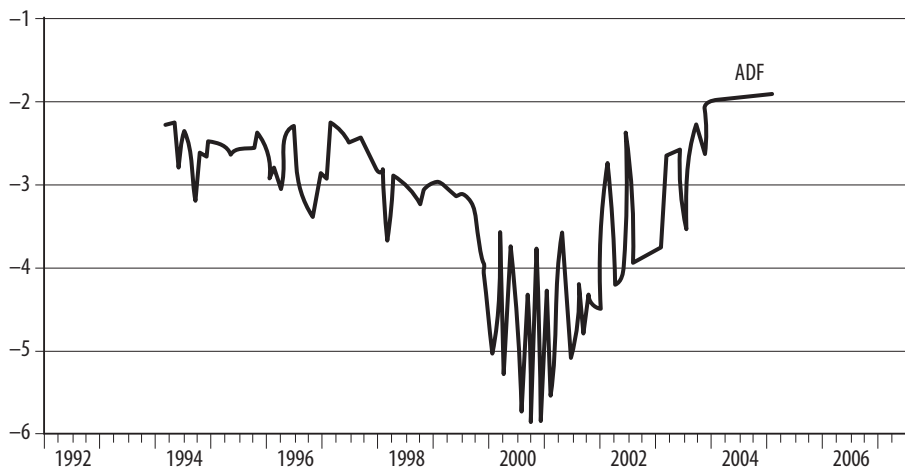
4.8. TÁBLÁZAT ■ Perron-féle egységgyökpróbák

Változó	Töréspont	Próbastatisztika	5 százalék kritikus érték
<i>FPM</i>	2004. január	-2,154 (-114,52)	-2,88
<i>RPM</i>	2001. január	-2,253 (60,48)	-2,88

Megjegyzés: *t*-értékek zárójelben.

Bár a teszt által megállapított töréspontok (a fogyasztói ár: 2001. január, illetve a termelői ár: 2004. január) nagyon szignifikánsak, az egységgyök nullhipotézisét a Perron-féle egységgyökpróba sem utasítja el. Megállapíthatjuk tehát, hogy a további elemzéshez kointegrációs tesztre van szükség. Az Engle–Granger-, illetve Johansen-féle próbák (Engle–Granger [1987], Johansen [1992]) nem találtak kointegrációt a termelői és fogyasztói árak között a vizsgált periódusban. A 4.4. ábrát, illetve a Perron-féle egységgyökpróbák eredményeit figyelembe véve, ennek az az oka, hogy nemcsak az egyéni sorozatok, hanem a közöttük levő kapcsolat is töréseket tartalmaz, vagyis valamelyik időpontban megtörik a struktúra. A Gregory–Hansen-féle kointegrációs próba

4.5. ÁBRA ■ Rekurzívan becsült Gregory–Hansen-féle ADF-tesztstatisztika



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

(Gregory–Hansen [1996]),⁶ a 4.5. ábrán látható rekurzív ADF-értékeket generálta, melyek minimuma $-5,951$, ami 1 százalékon szignifikáns, elutasítva a „nincs kointegráció” nullhipotézist a „kointegráció struktúraváltással” alternatív hipotézis javára.

A minimum Gregory–Hansen-féle ADF-próba egy 2000. novemberi töréspontot mutat. Ennek segítségével felírhatjuk a tej termelői és fogyasztói ára közötti hosszú távú kapcsolatot (t -értékek zárójelben):

$$RPM = 2,344 + 0,184E + 0,332FPM \quad (4.5)$$

(26,33) (23,18) (9,983)

ahol $E = \begin{cases} 0, & \text{ha } t < 2000. \text{ november} \\ 1, & \text{ha } t \geq 2000. \text{ november} \end{cases}$

A kompetitív piaci struktúra tesztelésére homogenitáskorlátozásokat vezetünk be a (4.5) egyenletbe ($\beta_{RPM} = -\beta_{FPM}$). $F(1, 184) = 400,92$ ($p = 0,00$) vagyis a kompetitív árazás nullhipotézisét elutasítjuk. Következik, hogy a magyar tejpiacot haszonkulcsos típusú árképzés jellemzi, $\varepsilon_{FPM} = 0,332$ transzmissziós rugalmassággal. Az (4.5) egyenletből látható, hogy a kereskedelmi árres 2000 novembere utáni periódusban megnő.

Exogenitáspróbák eredménye a termelői árak esetében $\chi^2(1) = 0,326$ ($p = 0,56$), a fogyasztói árak esetében pedig $\chi^2(1) = 15,695$ ($p = 0,00$), vagyis a termelői árak gyengén

⁶ A próbában a regresszió késleltetését speciális autoregresszív módszerrel választottuk ki: először egy maximum (14 késleltetéses) autoregresszív folyamatot becsültünk, majd ezt egyenként csökkentettük, amíg az utolsó elsődifferencia-késleltetés 5 százalékon szignifikáns nem lett (*downward t-statistic chosen AR*).

exogének. Ebből következik, hogy hosszú távon, a magyar tejpiacon a termelői árak határozzák meg a fogyasztói árakat. A következő lépésben az (4.5) egyenlet reziduumait pozitív, illetve negatív részre bontottuk, majd megbecsültük a szimmetriapróbához alkalmazható VECM-modellt. A hosszú illetve rövid távú szimmetria teszteredményeket a 4.9. táblázatban mutatjuk be.

4.9. TÁBLÁZAT ■ Hosszú, illetve rövid távú szimmetriapróbák a tejpiacon

Hipotézisek	Hosszú távú	Rövid távú
Null: szimmetria	$\varphi^+ = \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) = \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Alternatív: aszimmetria	$\varphi^+ \neq \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) \neq \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Próbastatisztika	$F(1, 172) = 4,393$ ($p = 0,03$)	$F(1, 172) = 3,727$ ($p = 0,05$)

A 4.9. táblázat eredményei azt mutatják, hogy a tejpiacon mind a hosszú, mind a rövid távú ártranszmisszió aszimmetrikus, vagyis az esetleges termelői árak növekedése gyorsabban és teljesebb mértékben jelennek meg a fogyasztói árakban, mint a termelői árak csökkenése. A marhahússzektorhoz hasonlóan, a tejszektorban is találtunk egy strukturális töréspontot, amely után a kereskedelmi árrés növekedése figyelhető meg. Eredményeinket a GfK Hungária Piackutató Intézet adatai is alátámasztják, amely szerint 2000-ben a fogyasztott tej, illetve tejtermékek mennyisége nem, vagy alig változott, viszont a fogyasztott érték megnőtt (4.10. táblázat).

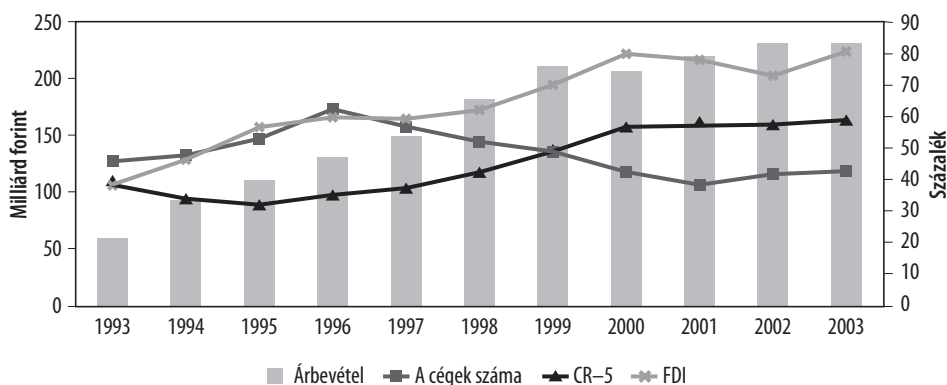
4.10. TÁBLÁZAT ■ A tej és egyes tejtermékek fogyasztásának változása a háztartásokban 2000. január–szeptemberben 1999. január–szeptemberhez képest (százalék)

Termék	Mennyiségben	Értékben
Tej	0	+16
Sajt	+1	+18
Gyümölcs joghurt	+8	+14
Tejföl	-7	+10

Forrás: GfK Hungária Piackutató Intézet ConsumerScan.

A 4.6. ábra a tejfeldolgozó ipar helyzetét mutatja be a vizsgált periódusban. Látható, hogy 2000-ben a feldolgozóipari cégek száma csökkent, ugyanakkor pedig az árbevétel növekedett. Így a feldolgozóipar öt legnagyobb cége által birtokolt piaci részesedés nőtt. Valószínűsíthető, hogy a MiZo tejfeldolgozó fizetéseképtelensége nagymértékben hozzájárult a kereskedelmi koncentrációhoz, ezáltal pedig a feldolgozó, illetve kiskereskedelmi szektor megerősödéséhez.

4.6. ÁBRA ■ Az árbevétel,^a a vállalkozások száma^b a koncentráció,^b valamint a külföldi befektetések^a alakulása a magyar tejfeldolgozó iparban



^aBal tengely: FDI (külföldi működőtőke) és az árbevétel (milliárd forint).

^bJobb tengely: CR-5 (első öt vállalkozás aránya a forgalomból) és a cégek száma.

Forrás: Saját számítások, Agrárgazdasági Kutató Intézet, valamint KSH-adatok alapján.

Tehát a feldolgozók, kiskereskedők jobban tudták érdekeiket érvényesíteni a termelőkkel szemben. Az aszimmetrikus ártranszmisszió jelenléte a szektorban megerősíti megállapításainkat. A polarizált kettős termelési struktúra szintén megmagyarázza a kereskedelmi árresz növekedését, valamint az aszimmetrikus ártranszmissziót. Az egyéni tejtermelő gazdaságok 95 százaléka tíznél kevesebb tehenet tart, míg a vállalkozói formában működő farmok 74 százaléka száznál több tehénnel gazdálkodik. A magyar tejgazdaságok a termelés értékesítése, technológia, valamint piaci szegmens alapján három kategóriába sorolhatók:

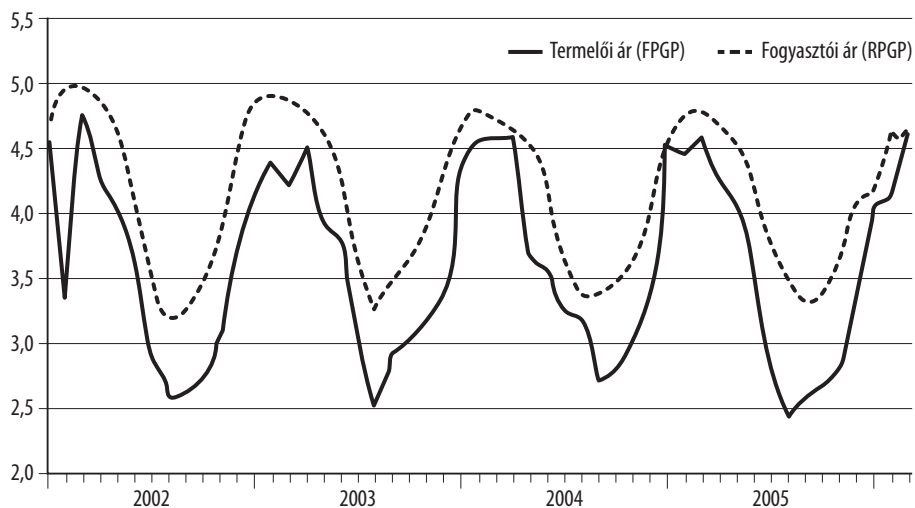
1. mezőgazdasági vállalkozások – valamint az egyéni gazdaságok egy kis része, 3–7 százaléka –, amelyek tehenállománya száznál nagyobb (átlagban 300–600), és a feldolgozóknak értékesítenek;
2. egyéni gazdaságok 17–20 százaléka, amelyek 10–30 tehénnel próbálnak a feldolgozószektor számára termelni;
3. a legtöbb egyéni tejgazdaság (az összes egyéni farm 71 százaléka), amely tíznél kevesebb tehenet tart.

Ezért a termelőknek csak egy kis része képes nagy mennyiségben, hatékonyan termelni, a többiek elsősorban saját felhasználásra vagy közvetlen értékesítésre termelnek.

Zöldségpiac

Elemzésünkhöz 51 havi, 2002 januárja és 2006 márciusa közötti termelői, illetve fogyasztói ársorozatot használtunk, amelyeket 1992 januárjára defláltunk a magyar fogyasztói árindexszel. Az adatok a Központi Statisztikai Hivatalból származnak. Az árak logaritmusértékét a 4.7. ábra mutatja be.

4.7. ÁBRA ■ Zöldpaprika termelői, illetve fogyasztói árának logaritmus



Forrás: Saját számítások KSH-adatok alapján.

Látszik az ábrán, hogy a paprikapiacot a termelés szerkezetének, illetve időszakosságának köszönhetően erős szezonális jellemzi. Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-próbát végeztünk az elemzéshez (4.11. táblázat), az egységgyökpróbák mindkét ársorozatban egy-egy egységgyököt állapítottak meg.

4.11. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróbák

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
FPGP	konstans	8	–0,385
	konstans és trend	8	–1,083
RPGP	konstans	10	0,353
	konstans és trend	10	–3,078

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: –1,611 (–1,949), konstanssal és trenddel pedig: –2,89 (–3,19). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

A 4.12. táblázat a Johansen-féle kointegrációs próba eredményeit tartalmazza. Megállapítható, hogy a magyar zöldpaprika termelői és fogyasztói árai kointegráltak.

4.12. TÁBLÁZAT ■ Johansen-féle kointegrációs teszt

Kointegrációs vektor	Likelihood-arány (LR) próba	95 százalékos kritikus érték	p -érték
$r = 0$	32,062	20,261	0,0008
$r = 1$	7,763	9,164	0,0916

Mivel az árpáros kointegrált, megbecsülhetjük a hosszú távú kointegrációs kapcsolatot (t -értékek zárójelben):⁷

$$RPGP = -10,59 + 4,108FPGP \quad (4.6)$$

(3,107) (-4,707)

A homogenitáskorlátozást, vagyis hogy kompetitív-e az árképzés a piacon, $\chi^2(1) = 4,574$ ($p = 0,032$) érték elutasítja, tehát haszonkulcsos árazás jellemzi a zöldpaprikaszektort. Exogenitáspróbák eredménye a zöldpaprika termelői árára $\chi^2(1) = 15,26$ ($p = 0,00$), a fogyasztói árára pedig $\chi^2(1) = 0,171$ ($p = 0,67$), vagyis a fogyasztói ár gyengén exogén, így meghatározza a termelői árakat. Az exogenitáskorlátozással újrabecsült hosszú távú modell a következő lesz (t -értékek zárójelben):

$$RPGP = -15,42 + 5,459FPGP \quad (4.7)$$

(3,725) (-4,706)

Végül a (4.7) egyenlet szegmentált reziduumaival segítségével el tudjuk végezni a hosszú, illetve rövid távú szimmetriapróbákat. A 4.13. táblázatba foglalt eredményekből látszik, hogy az ártranszmisszió a zöldpaprikapiacon mind hosszú, mind rövid távon is szimmetrikus.

4.13. TÁBLÁZAT ■ Hosszú, illetve rövid távú szimmetriapróbák a zöldpaprikapiacon

Hipotézisek	Hosszú távú	Rövid távú
Null: szimmetria	$\varphi^+ = \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) = \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Alternatív: aszimmetria	$\varphi^+ \neq \varphi^-$	$\sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+) \neq \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^-)$
Próbastatisztika	$F(1, 40) = 0,264$ ($p = 0,60$)	$F(1, 40) = 0,14$ ($p = 0,70$)

⁷ Az erős szezonális miatt 11 szezonális kétértékű változót (*dummy*) is szerepeltettünk a hosszú távú egyenletet becsülő vektor-hibakorrekciós modellben.

Megállapítottuk, hogy a zöldpaprikaárak erős szezonalitást mutatnak, a transzmissziós rugalmasság értéke meglepően magas, és az okság a fogyasztói szintről a termelői szint felé mutat. Ebből következik, hogy a zöldpaprika-termelők árelfogadók, a piacon az árakat a feldolgozók, valamint a nagy- és kiskereskedők határozzák meg. Az empirikus eredmények alátámasztják, hogy a zöldpaprika-termelők nagymértékben függenek a feldolgozószektortól, mivel a megtermelt mennyiség legnagyobb részét a feldolgozók számára értékesítik. Az ártranszmisszió ugyanakkor rövid és hosszú távon is szimmetrikus, tehát a feldolgozók azonnal és teljes mértékben továbbhárítják fogyasztókra a termelői árak növekedését, illetve csökkenését.

Következtetések

Figyelembe véve az ártranszmisszióra vonatkozó nagyszámú, főleg fejlett piacokra végzett empirikus kutatások eredményeit, azt vártuk volna, hogy egy átmeneti gazdaság, esetünkben Magyarország, termelői és fogyasztói árai közötti kapcsolatot lényegesen nagyobb mértékben jellemzi aszimmetrikus ártranszmisszió. Ezzel szemben, a tej-szektor leszámítva, az összes vizsgált termék esetében a hosszú távú transzmisszió szimmetrikus. A rövid távú transzmisszió is csupán a tej- és sertéshússzektor esetében bizonyult aszimmetrikusnak, ami arra utal, hogy a piaci struktúrák jól működnek, és a feldolgozószektor (amelyben a fokozódó koncentráció ellenére még mindig nagyszámú vállalkozás tevékenykedik) néhány kivételtől eltekintve nem képes piaci erejét érvényesíteni a termelőkkel szemben. A zöldpaprikaszektoron kívül az összes többi vizsgált piacot exogén sokkok érték a vizsgált periódusban, amelyek hatása a hosszú távú árkapcsolatokat jellemző strukturális törésben nyilvánult meg. Az okság iránya jellemzően a termelőktől a fogyasztók felé mutat (a zöldpaprikaszektor kivételével). Ez az eredmény önmagában nem meglepő, a külföldi tanulmányok tekintélyes része ugyanerre az eredményre jutott (például *Cramon-Taubadel* [1998], *Bojnec–Peter* [2005], *Abdulai* [2002], *Ben-Kaabia és szerzőtársai* [2002]). A kereskedelmi árrés elemzése szerint a marhahússzektor kivételével, az összes többi vizsgált terméket nem kompetitív piaci struktúra jellemzi, ahol a fogyasztói árat haszonkulcsos árképzéssel határozzák meg. Az átmeneti gazdaságokban végzett tanulmányok közül *Bojnec–Peter* [2005] mutattak ki haszonkulcsos árképzést a szlovén sertés-, illetve marhahúspiacokon. Összességében megállapíthatjuk, hogy a kevésbé fejlett átmeneti gazdaságok piacai is működhetnek versenyképesen.

5. Horizontális ártranszmisszió – empirikus eredmények

Az ebben a fejezetben ismertetett kutatások közül az első, Magyarország három régiójában megfigyelt dobozos és zacskós tejárak integrációját vizsgálta. A többi kutatás egy mezőgazdasági termék árának Magyarország és egy másik uniós tagállam (Németország, Szlovénia és Lengyelország) közötti piaci integrációját vizsgálja, különböző módszerekkel. Először havi adatok segítségével a magyar és német búza, valamint sertéshús árak integrációját elemezzük vektor-hibakorrekciós modellekkel (VECM), majd a magyar és német sertés-árintegrációt küszöb-hibakorrekciós modellel (TVECM). A magyar és szlovén búzapiacok integrációját lineáris VECM-modellel vizsgáljuk, majd nagyfrekvenciájú, heti német és magyar búzaár-megfigyelések segítségével a rugalmasabb, de ökonometriailag bonyolultabb Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modellt (MSVECM) használjuk. Végül pedig egy, a nemzetközi irodalomban is újdonságnak számító módszerrel, Gonzalo–Pitarakis-féle nem lineáris módszerrel megnézzük, vajon érvényes-e az egy ár törvénye a magyar és lengyel tejárakra (*Gonzalo–Pitarakis* [2006]).

A mezőgazdasági árak térbeli integrációja a magyar tejpiacon

A hazai tejtermelés legfontosabb jellemzői

Az 1980-as évek végén az állami gazdaságok (21,1 százalék) és a termelőszövetkezetek (55,5 százalék) voltak meghatározók a tejtermelésben, az egyéni gazdaságok aránya mindössze 23,4 százalékot tett ki. A három üzemtípusban az átlagos tehénállomány a következőképpen alakult: az állami gazdaságokban 1300 tehén, a termelőszövetkezetekben 300 tehén és az egyéni gazdaságokban 1,4 tehén. A tejtermelés szerkezete azonban alapvetően megváltozott 1992 és 2005 között. A tehenek száma az 1992. évi 497 ezerről 334 ezerre csökkent 2005-re. A tejtermelő gazdaságok száma szintén drasztikusan csökkent ebben az időszakban: 59 százalékkal az egyéni gazdaságok és 14 százalékkal az állami/szövetkezeti szervezetek esetében. Az üzemtípusonkénti átlagos tehénállomány jól illusztrálja a magyar tejtermelés duális szerkezetét (*5.1. táblázat*). Meglepő módon az állami/szövetkezeti szervezetekben 326-ról 295-re csökkent az átlagos tehénállomány, míg az egyéni gazdaságokban 2,9-ről 6,2-re emelkedett. 2005-ben az állami/szövetkezeti mezőgazdasági szervezetekben tartották a tehénállomány 67 százalékát, míg az egyéni gazdaságok részesedése 33 százalék volt. A tehénállomány visszaesését nem követte a tejtermelés csökkenése, mert a tejhozamok ezzel párhuzamosan növekedtek.

5.1. TÁBLÁZAT ■ Az átlagos tehénállomány üzemtípusonként

Év	Egyéni gazdaságok	Állami/szövetkezeti gazdasági szervezetek	Összesen
1996	2,9	326	9,4
1997	3,6	331	10,1
1998	3,9	359	11,1
1999	4,3	353	11,5
2000	3,5	308	10,9
2001	4,3	320	11,8
2002	4,4	324	12,8
2003	4,9	298	14,3
2004	4,5	295	12,5
2005	6,2	295	18,2

Forrás: Központi Statisztikai Hivatal Állatállomány-kiadványai.

A tejtermelés szerkezetének jelentős átalakulása felveti a kérdést, vajon hogyan hatottak ezek a fejlemények a tejtermelés térbeli szerkezetére? *Elhorst–Strijker* [2003] cikket követve különböző módszerekkel vizsgáltuk a hazai tejtermelés térszerkezetének átalakulását. Az elemzéshez a tehénállomány megyei szintű adatait használtuk 1991 és 2004 között. A tejtermelés térbeli koncentrációjának elemzéséhez kiszámítottuk a Gini-koefficienseket (5.2. táblázat). Eredményeink azt mutatják, hogy a tehénállomány térbeli koncentrációja növekedett a vizsgált időszak alatt.

5.2. TÁBLÁZAT ■ A tehénállomány Gini-együtthatói 1991 és 2004 között

Év	Gini-koefficiens
1991	0,1890
1993	0,1983
1994	0,2054
1995	0,2090
1996	0,2115
1997	0,2159
1998	0,2312
1999	0,2266
2000	0,2523
2001	0,2557
2002	0,2658
2003	0,2644
2004	0,2712

Az 5.3. táblázat a tehénállomány Spearman-rangkorrelációs együtthatóit mutatja 1991 és 2004 között. A koefficiensek értéke az esetek túlnyomó többségében közel van egy-

hez, ami arra utal, hogy nem következett be változás a megyék rangsorában a tehénállomány nagyságát illetően.

5.3. TÁBLÁZAT ■ A tehénállomány Spearman-rangkorrelációs együtthatóinak mátrixa

	1991	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1991	1,00												
1993	0,91	1,00											
1994	0,88	0,98	1,00										
1995	0,87	0,97	0,99	1,00									
1996	0,85	0,97	0,99	0,99	1,00								
1997	0,91	0,98	0,98	0,98	0,98	1,00							
1998	0,90	0,98	0,97	0,97	0,97	1,00	1,00						
1999	0,90	0,97	0,96	0,95	0,95	0,98	0,99	1,00					
2000	0,89	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,99	0,98	1,00				
2001	0,82	0,95	0,96	0,95	0,97	0,97	0,98	0,95	0,97	1,00			
2002	0,87	0,95	0,95	0,93	0,94	0,98	0,97	0,94	0,97	0,98	1,00		
2003	0,89	0,95	0,94	0,93	0,94	0,97	0,97	0,95	0,96	0,97	0,99	1,00	
2004	0,91	0,96	0,94	0,93	0,94	0,97	0,97	0,95	0,96	0,96	0,98	0,98	1,00

Végezetül, hogy a megyei adatok térbeli szerkezetét vagy trendjét értékelni tudjuk, Moran-féle *I*-statisztikát számoltunk a térbeli autokorreláció vizsgálatára.¹ Az 5.4. táblázatból látszik, hogy az esetek többségében a mutató értéke szignifikánsan különbözik a nullától, azaz kimutatható a térbeli autokorreláció léte.

5.4. TÁBLÁZAT ■ A tehénállomány Moran-féle *I*-együtthatói 1991 és 2004 között

Év	Moran-féle <i>I</i> -együttható
1991	0,085
1993	0,073
1994	0,035
1995	0,063
1996	0,057
1997	0,115
1998	0,118
1999	0,108
2000	0,110
2001	0,063
2002	0,063
2003	0,073
2004	0,073

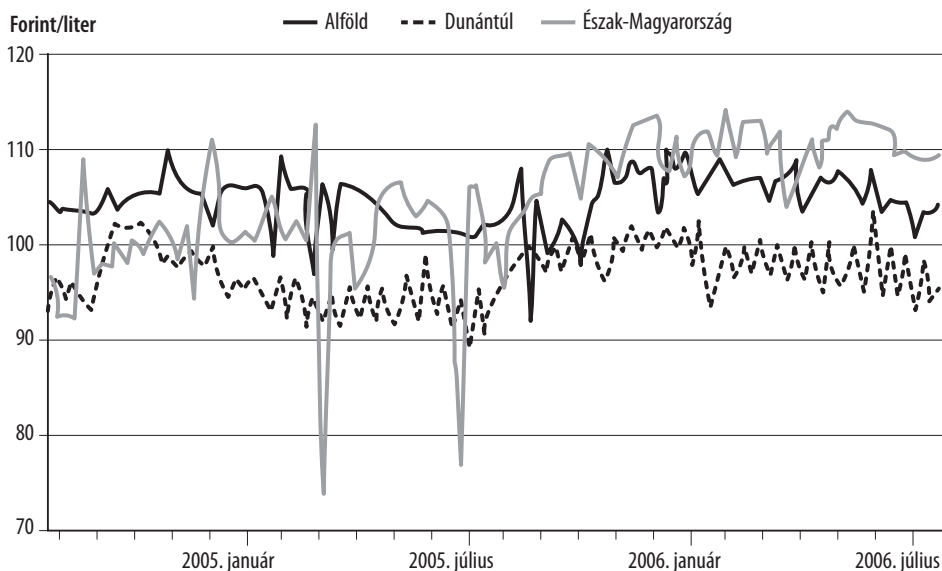
¹ A térbeli autokorrelációról lásd részletesebben *Cliff–Ord* [1981].

Összegezve, a hazai tejtermelés térbeli koncentrációja növekedett, miközben az egyes megyék rangsora változatlan maradt. Továbbá a vizsgált időszak nagyobb részében kimutatható a térbeli autokorreláció.

Felhasznált adatok

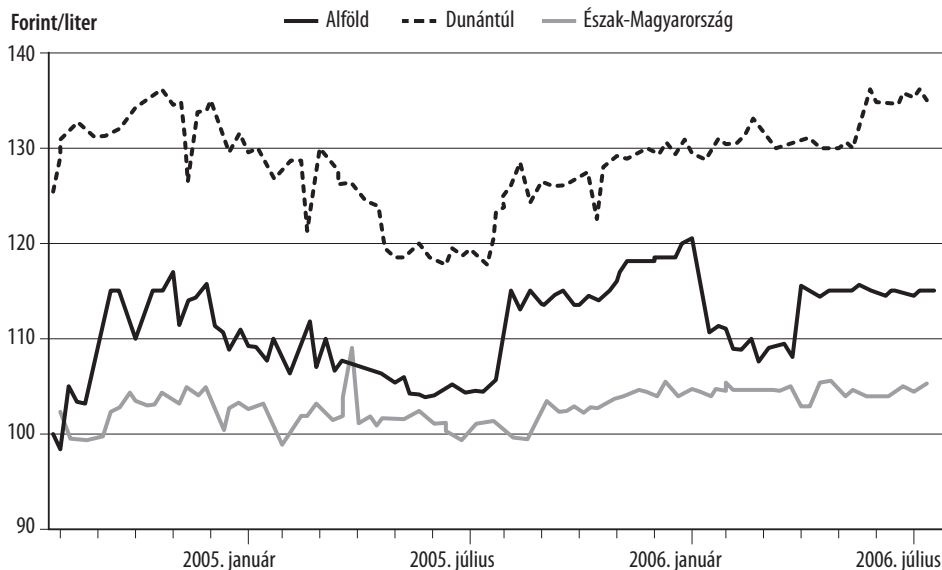
Kutatásunkhoz három magyarországi makrorégió, az Alföld, a Dunántúl és Észak-Magyarország 2004. július 26. és 2006. július 24. közötti dobozostej-árainak aggregált adatait használtuk: a tej fogyasztói árának összesen 105 heti adata áll rendelkezésünkre, ami elégséges az elemzés elvégzéséhez. Az adatokat az Agrárgazdasági Kutató Intézet gyűjti, és az intézet piaci árinformációs rendszerén (<https://pair.akii.hu>) keresztül érhetőek el. A zacskós, a dobozos, valamint a tartós dobozos tej árai találhatóak a rendszerben. A tartós dobozos tejet kizártuk elemzésünkéből, mivel ennek nagy részét szupermarketláncokon keresztül, gyakran az adott üzlet értékesítési politikájának megfelelően akciósan értékesítik, ezért nem várható, hogy a régiónkénti árak együtt mozogjanak. Így elemzésünkhöz a zacskós és a dobozos tej folyó árát használjuk (5.1. és 5. 2. ábra).

5.1. ÁBRA ■ A zacskóstej-árak heti alakulása nagytájanként (forint/liter)



Forrás: Agrárgazdasági Kutató Intézet piaci információs rendszere.

5.2. ÁBRA ■ A dobozostej-árak heti alakulása nagytájanként (forint/liter)



Forrás: Agrárgazdasági Kutató Intézet piaci információs rendszere.

Empirikus elemzés

STACIONARITÁSVIZSGÁLAT ■ Az empirikus elemzést a nagytájakat jellemző árak egységgyökpróbájával kezdjük. A kibővített Dickey–Fuller-próbát (ADF) használjuk (Dickey–Fuller [1979], [1981]), az eredmények az 5.5. táblázat első három sorában találhatók.² A táblázat második felébe az ársorozatok első differenciáira vonatkozó egységgyökpróba eredményei kerültek. A tesztek változatos képet mutatnak. Az \dot{E} -MAGY_D, valamint \dot{E} -MAGY_Z változók konstanssal nem, de konstans- és trendspecifikációval stacionáriusnak tűnnek 5 százalékos szignifikanciaszinten. Az idősorok első differenciáit vizsgálva, az egységgyök-nullhipotézist az összes sorozat esetében elutasítjuk.³ Figyelembe véve az egységgyökpróbák rossz méret-, illetve erőtulajdonságait, abból indulunk ki, hogy mindhárom sorozat egy-egy egységgyököt tartalmaz.

² Az ADF-próbákat az EViews 5.0 program segítségével végeztük.

³ Helyhiány miatt az első differenciákra vonatkozó egységgyökpróba eredményeit itt nem közöljük, ellenben elérhetők a szerzőknél.

5.5. TÁBLÁZAT ■ Az ADF-egységgyökpróba eredményei

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
ALFÖLD_D	konstans	0	-2,68
	konstans és trend	0	-2,89
DUNÁNTÚL_D	konstans	1	-1,75
	konstans és trend	1	-1,77
É-MAGY_D	konstans	2	-2,85
	konstans és trend	0	-4,92
ALFÖLD_Z	konstans	2	-2,89
	konstans és trend	2	-2,90
DUNÁNTÚL_Z	konstans	12	-1,70
	konstans és trend	12	-1,56
É-MAGY_Z	konstans	4	-1,81
	konstans és trend	0	-9,27

Megjegyzés: Az ADF-póbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: -2,581 (-2,889), konstanssal és trenddel pedig: -3,152 (-3,453). A késleltetést az Akaike-féle információs kritérium (AIC) segítségével határoztuk meg.

LINEÁRIS KOINTEGRÁCIÓ VIZSGÁLATA ■ A következő lépés a kointegrációs elemzés,⁴ amely során megvizsgáljuk, létezik-e hosszú távú kapcsolat az árpárok között. Az elemzés eredményeit az 5.6. táblázatban mutatjuk be.

5.6. TÁBLÁZAT ■ Johansen-féle kointegrációs elemzés (VECM)

Modell	Késleltetések száma	Nullhipotézis	Nyomstatisztika		Maximális sajátérték statisztika	
			statisztika	95 százalékos szignifikanciaszint	statisztika	95 százalékos szignifikanciaszint
ALFÖLD_D–DUNÁNTÚL_D	1	$r=0$	11,72	20,26	7,92	15,89
		$r=1$	3,80	9,16	3,80	9,16
ALFÖLD_D–É-MAGY_D	0	$r=0$	20,26	12,32	19,84	11,22
		$r=1$	0,41	4,12	0,41	4,12
DUNÁNTÚL_D–É-MAGY_D	1	$r=0$	21,37	20,26	19,59	15,89
		$r=1$	1,78	9,16	4,28	1,78
ALFÖLD_Z–DUNÁNTÚL_Z	1	$r=0$	18,06	12,32	18,05	11,22
		$r=1$	0,00	4,12	0,00	4,12
ALFÖLD_Z–É-MAGY_Z	1	$r=0$	20,09	12,32	20,17	11,22
		$r=1$	0,01	4,12	0,014	4,12
DUNÁNTÚL_Z–É-MAGY_Z 1		$r=0$	22,10	12,32	22,10	11,22
		$r=1$	0,00	4,12	0,00	4,12

Megjegyzés: A késleltetést a Schwarz-féle bayesi információs (SIC), valamint a Hannan–Quinn-kritérium (HQ) segítségével határoztuk meg.

⁴ Az Eviews 5.0 programot használtuk a Johansen-féle kointegrációs elemzésre, a VECM-becslésre, valamint az egyes hipotézisek tesztelésére.

A Pantula-elvet követve (lásd a módszertani fejezetet), szimultán teszteljük a determinisztikus elemeket (konstans, trend) a modellben, illetve a kointegrációs vektorok számát (r). A (3.16) egyenletből származó modellek nagy része az M1. modellt (kivétel DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D, amely az M2. modellt) választja. Mind a nyompróba, mind a maximális sajátérték próbái azt mutatják, hogy az alföldi és dunántúli dobozostej-árak nincsenek integrálva, vagyis nincs hosszú távú modellezhető kapcsolat közöttük.

Ellenben a többi dobozos tej és az összes zacskós tej nagytájékonkénti párosa integrált, mindegyik árpár egy kointegrációs vektort tartalmaz. A kointegrációs elemzés eredményeképpen felírhatjuk az árpárosok közötti hosszú távú egyenletet (5. 7. táblázat).

5.7. TÁBLÁZAT ■ Hosszú távú kointegrációs kapcsolat ($P_{1t} = \beta_0 + \beta_1 P_{2t} + e$)

Modell	β_0	β_1	Likelihood-arány (LR) próba, $\beta_1 = -1$
ALFÖLD_D-É-MAGY_D	–	–1,085 (0,008)	$\chi^2(1) = 12,21^{***}$
DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D	287,63 (80,69)	–4,049 (0,786)	$\chi^2(1) = 12,97^{***}$
ALFÖLD_Z-DUNÁNTÚL_Z	–	–1,08 (0,006)	$\chi^2(1) = 16,38^{***}$
ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z	–	–0,994 (0,011)	$\chi^2(1) = 0,251$
DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z	–	–0,920 (0,009)	$\chi^2(1) = 17,71^{***}$

Megjegyzés: standard hibák zárójelben. *** 1 százalékon szignifikáns.

A DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D modellt leszámítva, egyik modell sem tartalmaz konstans,⁵ és a nagytájak közötti árak a -1 -hez közel álló együtthatóval kointegrálódnak. Az alacsony standard hibák miatt azonban az értékek szignifikánsnak tűnnek, statisztikailag -1 -től különbözhetnek. A -1 érték a piacok tökéletes integrációját (konstans híján az egyár-törvény erős változatát) jelenti, míg a -1 -től különböző együtthatók nem tökéletes integrációra utalnak. Formálisan likelihood-arány (LR) próbával vizsgáljuk a $\beta_1 = -1$ nullhipotézist. Az eredményeket az 5.7. táblázat utolsó oszlopa tartalmazza. A nullhipotézist kizárólag az ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z modell esetében nem utasíthatjuk el,⁶ amely esetben a piacok horizontálisan tökéletesen integrálnak tekinthetők.

A VECM-modellek alkalmazkodási sebességet mérő (hibakorrekció) α vektor (*factor loading matrix*) elemeit, valamint ezek szignifikanciáját az 5.8. táblázatban közöljük.

⁵ Ezt akár a régiók közötti szállítási és egyéb marketingköltségek konstans részének közelítő változójaként is tekinthetjük (Dawson–Dey [2002]).

⁶ A 0 konstans és -1 -hez közeli β_1 értékek ártól független, arányos tranzakciós költségeket jelentenének. Mivel egyes tranzakciós költségeket (például közvetítői jutalék, alkuszdíj, rizikóprémium) ez kizárna, a nem 0 konstans és -1 -től különböző együttható nem feltétlenül meglepő eredmény, és nem jelenti az integráció hiányát (Goodwin–Piggott [2001]).

5.8. TÁBLÁZAT ■ Az alkalmazkodási sebességet mérő α vektor

Modell	Változó	Az α elemei	t -érték
ALFÖLD_D-É-MAGY_D	ALFÖLD_D	-0,174	-3,245
	É-MAGY_D	0,107	3,197
DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D	DUNÁNTÚL_D	-0,056	-1,622
	É-MAGY_D	0,086	4,191
ALFÖLD_Z-DUNÁNTÚL_Z	ALFÖLD_Z	-0,345	-3,546
	DUNÁNTÚL_Z	0,167	2,127
ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z	ALFÖLD_Z	-0,093	-1,938
	É-MAGY_Z	0,431	-4,469
DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z	DUNÁNTÚL_Z	-0,02	-0,06
	É-MAGY_Z	0,576	4,876

Az α egyes értékeinek megfelelő t -értékek nagy része szignifikáns, a likelihood-arány (LR) próba eredményeit az 5.9. táblázat tartalmazza.

5.9. TÁBLÁZAT ■ Gyenge exogenitási (Granger-okság) próbák

Modell	Változó	Exogenitásteszt	LR-tesztstatisztika
ALFÖLD_D-É-MAGY_D	ALFÖLD	$\alpha_{\text{ALFÖLD}_D} = 0$	$\chi^2(1) = 9,915^{**}$
	É-MAGY	$\alpha_{\text{É-MAGY}_D} = 0$	$\chi^2(1) = 9,64^{**}$
DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D	DUNÁNTÚL	$\alpha_{\text{DUNÁNTÚL}_D} = 0$	$\chi^2(1) = 2,45$
	É-MAGY	$\alpha_{\text{É-MAGY}_D} = 0$	$\chi^2(1) = 15,155^{**}$
ALFÖLD_Z-DUNÁNTÚL_Z	ALFÖLD	$\alpha_{\text{ALFÖLD}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 11,625^{**}$
	É-MAGY	$\alpha_{\text{DUNÁNTÚL}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 4,55^{***}$
ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z	ALFÖLD	$\alpha_{\text{ALFÖLD}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 3,786$
	É-MAGY	$\alpha_{\text{É-MAGY}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 19,029^{**}$
DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z	DUNÁNTÚL	$\alpha_{\text{DUNÁNTÚL}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 0,003$
	É-MAGY	$\alpha_{\text{É-MAGY}_Z} = 0$	$\chi^2(1) = 22,002^{**}$

*** 1 százalékon szignifikáns, ** 5 százalékon szignifikáns.

Az ALFÖLD_D-É-MAGY_D és az ALFÖLD_Z-DUNÁNTÚL_Z modellekben α egyik értéke sem nulla, ezért egyik makrorégió tejára sem gyengén exogén a másikhoz képest. Ez azt jelenti, hogy a nagytájak közötti árinformáció terjedése, ezáltal pedig az okság kétirányú, vagyis nincs domináns piac. A DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D modellben a dunántúli tejár gyengén exogén, vagyis a hibakorrekciós mechanizmus nem befolyásolja a rövid távú árképzést, amiből az következik, hogy a dobozostej-árinformáció egy irányban, a gyengén exogén tejárú nagytájról, vagyis a Dunántúlról terjed Észak-Magyarország felé, vagyis az előbbi a domináns piac. Ehhez hasonlóan megállapíthatjuk, hogy az ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z modellben az Alföld, a DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z modellben pedig Dunántúl a domináns piac.

KÜSZÖBKOINTEGRÁCIÓS ELEMZÉS ■ Az eddig elemzett lineáris (VECM) modellek tulajdonsága, hogy a horizontális transzmisszió független a rendszert ért sokkok mértékétől. A küszöb-hibakorrekciós modellek (TVECM)⁷ ellenben képesek a sokkok mértékének a figyelembevételével meghatározni a nagytájak tejárai közötti kapcsolatot. Hansen–Seo [2002] módszerével szimultán becsüljük a kointegrációs együtthatót, valamint a küszöbértéket.⁸ Az 5.10. táblázat első számoszlopa a becsült kointegrációs együtthatókat, a második a küszöbértéket, harmadik és a negyedik számoszlop a megfigyelések rezsimek közötti arányát tartalmazza. Az utolsó oszlopban a VECM-modell nullhipotézisét a TVECM-modell alternatív hipotézis ellenében tesztelő supLM-próba tesztstatisztikái, zárójelben pedig a *bootstrap*-eljárással szimulált kritikus értékek találhatók.

5.10. TÁBLÁZAT ■ Küszöbkointegrációs elemzés (TVECM)

Modell	Kointegrációs együttható	Küszöbérték	I. rezsim (százalék)	II. rezsim (százalék)	supLM-tesztstatisztika ^a
ALFÖLD_D–É-MAGY_D	1,60	282,00	78,4	21,5	12,51 (13,62)
DUNÁNTÚL_D–É-MAGY_D	0,26	69,36	70,5	29,4	12,85 (15,00)
ALFÖLD_Z–DUNÁNTÚL_Z	0,71	40,02	5,8	94,2	12,40 (15,93)
ALFÖLD_Z–É-MAGY_Z	0,42	54,31	5,8	94,2	19,72 (17,56)
DUNÁNTÚL_Z–É-MAGY_Z	0,57	30,24	5,8	94,2	20,64 (16,49)

^a Zárójelben az 1000 replikációs *bootstrap*-eljárással szimulált 5 százalékos szignifikanciának megfelelő kritikus értékek.

Két modell, az ALFÖLD_Z–É-MAGY_Z, valamint a DUNÁNTÚL_Z–É-MAGY_Z esetében a supLM-teszt elutasítja a lineáris modellt a küszöbkointegráció javára. Elméleti megfontolásból, valamint a VECM-becslés eredményeképpen azt várnánk, hogy a kereső-algoritmus által meghatározott kointegrációs együttható az 1 értékhez közel legyen. A becsült értékek minden esetben 1-től különböznek, emiatt identifikáció híján a küszöbértékek nem értelmezhetők. Bár az ALFÖLD_Z–É-MAGY_Z, valamint

⁷ A küszöb-kointegráció tesztelésére, küszöbértékek, valamint kointegrációs együtthatók becslésére GAUSS programnyelvben írt programok módosított változatait használtuk. Elérhetők a Hansen B. honlapján (<http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>).

⁸ Az eljárás módosítható úgy, hogy az algoritmus csak a küszöbértéket keresse rácsmódszerrel, a kointegrációs kapcsolatot adottnak tekintse. Jelen kutatás esetében – mind elméleti megfontolásokból, mind a lineáris kointegrációs elemzés eredményeinek alapján – kézenfekvő a kointegrációs együtthatót 1-nek beállítani (tökéletes integráció). Ezáltal az így becsült TVECM-együttható, valamint a küszöbérték is értelmezhető lenne. A supremum Lagrange-multiplikátor (supLM) próba azonban egyik esetben sem tudja elutasítani a lineáris modelleket a küszöbkointegrációs modellek javára, ezért az így kapott eredményeket nem közöljük.

a DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z modellek esetében a küszöb szignifikáns, és a próbastatisztika elutasítja a lineáris kointegráció nullhipotézisét, az első rezsimet a megfigyeléseknek mindössze 6 százaléka követi, ami 9 megfigyelést jelent, így teljes TVECM-modell becsléséhez hosszabb idősorra lenne szükségünk.

Eredmények, következtetések

Kutatásunkban az ökonometria újabb módszereivel vizsgáljuk a magyar tejszektor térbeli integrációját a Magyarországot lefedő három makrorégió zacskóstej- és dobozostej-árainak segítségével. A magyar tejtermelés térbeli szerkezete az elmúlt másfél évtized jelentős változásainak ellenére meglehetősen stabil maradt. Noha a termelés térbeli koncentrációja növekedett, a megyék rangsora a termelésben nem változott. Az elméleti megfontolások, illetve a külföldi empirikus kutatások eredményei alapján azt várnánk, hogy a három makrorégió magas fokon integrált, esetleg az egyártörvény erős változata érvényesül. A zacskóstej-, illetve a dobozostej-árak alakulása azt mutatja, hogy a két tejtermék regionális árai különbözőképpen viselkednek a vizsgált időszakban. A zacskós tej ára gyakran, de kis amplitúdóval ingadozik, míg a dobozos tejé kevésbé változékony, ellenben az eseti árváltozások mértéke nagyobb. Az említett eltéréseket a két termék különbözősége is indokolja. Először, a zacskós tejet jellemzően egy vagy két napig árusítják, naponta érkeznek a szállítmányok, így a napi vagy heti árváltoztatás is könnyebb. Bár a dobozos tej különbözik a tartós dobozos tejtől, mégis hosszabb ideig van polcon, mint a zacskós tej, emiatt az árváltoztatás is bonyolultabb. Másodszor, az országosan kiskereskedelembe értékesített tejmenyiség 42 százaléka zacskós, 31 százaléka dobozos és 27 százaléka tartós dobozos, tehát a nagy mennyiség gyors forgalmazása is indokolja a változékonyságot.

Ennek megfelelően, az empirikus elemzésben a zacskós tej esetében az összes makrorégió-páros lineárisan kointegrált, vagyis létezik közöttük hosszú távú kapcsolat. Mi több, a konstans tagok nullák, a kointegrációs együtthatók 1-hez közeli értékek, ami az elmélet alapján várt egyártörvény erős változatát támasztja alá. A LR-tesztek azonban csak az ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z modell esetében nem utasítják el a tökéletes integráció nullhipotézisét. Megállapítottuk, hogy az alföldi, illetve a dunántúli zacskóstej-piacok a dominánsak, közöttük kétirányú az oksági kapcsolat, de mindketten külön-külön meghatározzák az észak-magyarországi zacskóstej-árakat. Megállapíthatjuk, hogy a horizontális integráció a zacskóstej-piac esetében nagyrészt az előzetes várakozásoknak felel meg, közel áll a tökéletes integrációhoz.

A TVECM-elemzés az ALFÖLD_Z-É-MAGY_Z, valamint a DUNÁNTÚL_Z-É-MAGY_Z nagytájpárosok esetében a küszöbkointegráció javára elutasította a lineáris kointegrációt, ugyanakkor a kointegrációs együtthatók az elmélet alapján nem várt, 1 körüli értékek, így identifikáció híján a küszöbértékek nem értelmezhetők. Valószínű, hogy kevésbé aggregált, például megyei szintű, hosszabb idősorral a TVECM-modell alkalmasabb a horizontális integráció kutatására, mint a VECM-modell.

A dobozostej-piac esetében a Hansen-teszt egyik makrorégió-páros esetében sem utasította el a lineáris modellt a TVECM javára. Az ALFÖLD_D-É-MAGY_D makrorégió-páros áll közel a tökéletes integrációhoz, a DUNÁNTÚL_D-É-MAGY_D páros közötti kapcsolat nem az elméletnek megfelelő, az ALFÖLD_D-É-MAGY_D pár pedig nem is kointegrált, vagyis nincs modellezhető hosszú távú kapcsolat a makrorégiók árai között. Ezt a meglepő eredményt a felhasznált adatok minősége is okozhatja.

Kutatásunk eredményeinek értékelésekor szembe kell néznünk az általunk használt adatok aggregátsági fokának problémájával. Az ökonometriai irodalom régóta vizsgálja, hogy milyen információs veszteséghez, illetve torzításokhoz vezethet az adatok különböző típusú aggregációja (*Shumway–Davis* [2001]). Mindezek ellenére kisszámú tanulmány elemzi ezeket a problémákat tényleges empirikus adatokon. *Lyons–Thompson* [1993] az időbeli és térbeli aggregáció kérdéskörét vizsgálta az alternatív kereskedelmiárres-modellek tesztelésénél. Eredményeik szerint a modellválasztást jelentősen befolyásolja az időbeli és térbeli aggregáció, és a modellválasztást különösen megnehezíti, ha az adatok térben vagy időben aggregáltak. *Cramon-Taubadel és szerzőtársai* [2006] a keresztmetszeti adatok aggregálásának hatását vizsgálta a német élelmiszerárakon, üzleti szintű adatbázist használva. A szerzők arra a következtetésre jutottak, hogy az aggregált adatok félrevezető következtetésekhez vezetnek, ha azokat az üzleti szintű ártranszmissziós viselkedésekre akarjuk vonatkoztatni. Ugyanakkor a szerzők azt is hangsúlyozzák, hogy eredményeik kontextusspecifikusak. Mindenestre valószínűnek tűnik, hogy az átlagadatokon alapuló empirikus eredmények nem adnak torzításmentes képet az egyéni szintű árviselkedésről.

Mit jelent mindez a mi kutatásunk számára? Egyrészt azt, hogy az aggregált regionális (nagytáji) adatok használata értelmezési problémákhoz vezethet, mivel például a régiókon belüli szállítási költségek nagyobbak lehetnek, mint a régiók között. Másrészt, a regionális adatokból nem következtethetünk a piacok megyei szintű integráltságára. Harmadszor, esetünkben a tranzakciós költségek modellezéséhez inkább kevésbé aggregált (megyei szintű) adatok szükségesek.

A magyar és német búza- és sertéshúspiacok térbeli integrációja

Lineáris vektor-hibakorrekciós modell

BÚZAPIAC MAGYARORSZÁGON ■ A gabonaféléken belül a búzatermelésnek meghatározó szerepe van: aránya 2006-ban 38 százalékot tett ki. A 1,0 és 1,1 millió hektár közötti földterületen termeltek búzát (leszámítva 1999-t), ennek 54 százalékán egyéni gazdaságok működnek. A termelés (2,6–6,0 millió tonna) és a termésátlagok (2,6–5,1 tonna/hektár) erőteljesen ingadoztak az időjárás függvényében (5.11. táblázat).

5.11. TÁBLÁZAT ■ A búzatermelés fontosabb mutató

Év	Ezer hektár	Ezer tonna	Kilogramm/hektár
1996	1193	3910	3280
1997	1247	5258	4210
1998	1183	4895	4140
1999	734	2638	3590
2000	1024	3692	3600
2001	1206	5197	4310
2002	1110	3910	3510
2003	1114	2941	2640
2004	1174	6007	5120
2005	1131	5088	4500
2006	1075	4376	4070

Forrás: KSH Stadat-adatbázis.

A SERTÉSPIAC MAGYARORSZÁGON ■ A sertésállomány drasztikusan csökkent a kilencvenes évek első felében. Az elmúlt tíz évben a sertések száma 3,8 és 5,5 millió között mozgott, az utóbbi években a szezonális ingadozások mellett lényegében stagnált. A sertéstartásban az 1990-es évek elején még túlsúlyban lévő egyéni gazdaságok szerepe fokozatosan csökkent, 2006-ban mindössze 37 százalékát adták a sertéstermelésnek (5.12. táblázat).

5.12. TÁBLÁZAT ■ A sertések száma (ezer darab) és az egyéni termelők aránya a sertéstermelésben

Év	A sertések száma	Az egyéni termelők aránya (százalék)
1995	5032	52,8
1996	5289	53,2
1997	4931	53,7
1998	5479	55,5
1999	5335	54,9
2000	4834	48,6
2001	4822	50,3
2002	5082	48,2
2003	5138	46,3
2004	4059	41,6
2005	3853	39,5
2006	3987	36,8

Forrás: KSH Stadat-adatbázis.

Az átlagos sertésállomány nagysága üzemtípusonként egyértelműen a hazai sertéstermelés duális szerkezetét mutatja. Az átlagos sertésállomány nagysága az összes üzemre vetítve növekvő trendet mutat, a vizsgált időszakban 56 százalékkal növekedett, 2006-ban 16 darab volt. Ez az átlagszám azonban eltakarja az üzemtípusonként meg-lévő óriási különbségeket. Az egyéni gazdaságok 2006-ban átlagosan 6 darab sertést tartottak, míg a gazdasági szervezetek 4191 darabot. Az átlagos sertésszám azonban mindkét csoportban emelkedett, amely a koncentráció növekedését mutatja a sertéstermelésben (5.13. táblázat).

5.13. TÁBLÁZAT ■ Az átlagos sertésállomány nagysága üzemtípusonként

Év	Egyéni gazdaságok	Gazdasági szervezetek	Összes
1996	5,6	3836	10,2
1997	5,0	4177	9,3
1998	5,6	4595	10,2
1999	5,9	4484	10,7
2000	5,2	3374	10,6
2001	6,3	3891	12,7
2002	7,0	4137	14,5
2003	5,2	3903	11,3
2004	6,7	3884	16,0
2005	6,6	4164	14,2
2006	6,3	4191	15,9
2006/1996 (százalék)	105	111	156

Forrás: KSH Stadat-adatbázis.

A sertést tartó gazdálkodók száma drasztikusan csökkent, számuk 2006-ban mindössze 46 százaléka volt a 10 évvel korábbinak. Az 5.14. táblázat azt mutatja, hogy a csökkenés üteme jelentősen eltért üzemtípusonként. Az egyéni gazdálkodók száma 46 százalékkal, míg a gazdasági szervezetek száma 9 százalékkal esett vissza a vizsgált időszakban. A számok megerősítik a sertéstermelésben végbemenő koncentrációt.

5.14. TÁBLÁZAT ■ A sertést tartó gazdálkodók száma üzemtípusonként

Év	Egyéni gazdaságok	Gazdasági szervezetek	Összes
1996	540 000	652	540 652
1997	529 000	547	529 547
1998	539 000	531	539 531
1999	496 000	537	496 537
2000	456 000	736	456 736
2001	379 000	623	379 623
2002	348 795	637	349 432

Az 5.14. TÁBLÁZAT folytatása

Év	Egyéni gazdaságok	Gazdasági szervezetek	Összes
2003	434 135	681	434 816
2004	344 278	610	344 888
2005	270 906	581	271 487
2006	250 297	594	250 891
2006/1996 (százalék)	46	91	46

Forrás: KSH Stadat-adatbázis.

A BÚZAPIAC AZ EURÓPAI UNIÓBAN (EU–15) ■ Az Európai Unió búzatermelése 100 millió tonna körül mozog. Az Európai Unió búzapiacán négy ország játszik meghatározó szerepet: Németország, Franciaország, Spanyolország és az Egyesült Királyság. Részesedésük a búzatermelésből meghaladja a 80 százalékot. Az EU-n belüli búzakereskedelemben ez a négy ország adja az import mintegy 30 százalékát és az export több mint 80 százalékát. Németország búzatermelése enyhén növekvő trendet mutat, míg a másik három ország erős ingadozás mellett inkább stagnál (5.15. táblázat).

5.15. TÁBLÁZAT ■ Búzatermelés az Európai Unióban (ezer tonna)

Év	EU–15	Németország	Spanyolország	Franciaország	Egyesült Államok
1996	n. a.	18 921,7	6 040,5	35 935,2	16 103
1997	94 895,8	19 826,8	4 676,3	33 861,8	15 018
1998	103 888,4	20 187,5	5 436,3	39 796,9	15 423
1999	97 656,2	19 615,4	5 281,0	36 953,3	14 866
2000	105 182,4	21 621,5	7 293,6	37 353,4	16 700
2001	91 640,5	22 837,8	5 007,7	31 540,3	11 580
2002	104 132,7	20 817,7	6 822,2	38 933,4	15 973
2003	90 637,8	19 259,8	6 019,0	30 481,0	14 327
2004	112 321,2	25 427,2	7 096,7	39 692,9	15 473
2005	102 065,6	23 692,7	3 814,9	36 885,5	14 877
2006	99 755,1	22 427,9	5 575,9	35 366,8	14 747

Forrás: Eurostat.

A gabonatermelő gazdaságok száma általában folyamatosan csökken: Az EU-ban 2000 és 2005 között több mint 16 százalékkal csökkent (5.16. táblázat). Az EU átlagánál nagyobb csökkenést Németországban és Spanyolországban tapasztaltak, míg a visszaesés az Egyesült Királyságban volt a legkisebb. Az átlagos üzem nagyság jelentősen szóródik a négy legnagyobb búzatermelő ország között. A búzatermelő gazdaságok átlagos területe 2000-ben legmagasabb az Egyesült Királyságban (51,4 hektár) volt, míg a másik három ország átlagos területe 18–24 hektár között mozgott.

5.16. TÁBLÁZAT ■ A gabonatermelő gazdaságok száma az Európai Unióban

Ország	2000	2003	2005	2005/2000 (százalék)
EU–15	2665,49	2375,39	2225,09	83,5
Németország	308,66	264,96	245,08	79,4
Spanyolország	386,97	330,44	315,24	81,5
Franciaország	n. a.	331,28	311,74	94,1*
Egyesült Királyság	65,03	61,01	59,77	91,9

* 2005/2003.

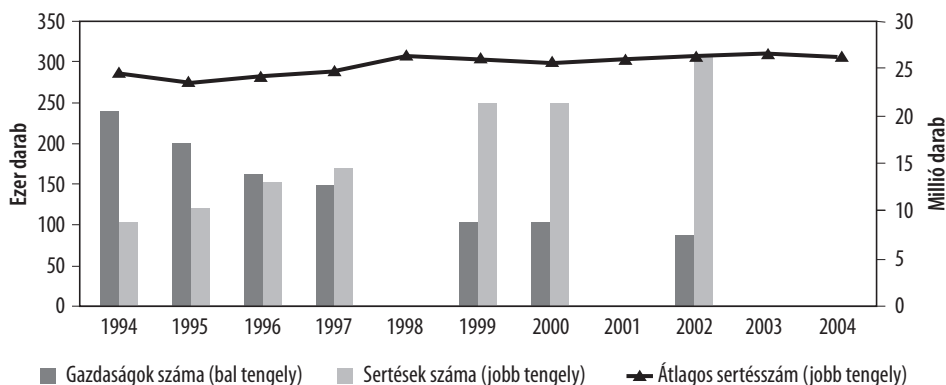
Forrás: Eurostat.

A SERTÉSHÚSPIAC AZ EURÓPAI UNIÓBAN (EU–15) ■ Az Európai Unió vezető szerepet játszik a világ sertéshústermelésében és -kereskedelmében, a második legnagyobb sertéstermelője Kína után, és némi távolsággal követi őket az Egyesült Államok. Az EU sertéshús-termelési kapacitása állandóan száz százalék fölött van, ami különösen néhány ország esetében magyarázza jól a szektor exportorientáltságát. Noha jelentős külkereskedelmet folytatnak az EU-n kívüli országokkal, a sertéshús külkereskedelme az EU-n belül sokkal intenzívebb. A sertéshús-termelés az EU mezőgazdasági bruttó termelési értékének 8 százalékát teszi ki. A termelés az összes tagállamban többnyire intenzív körülmények között zajlik, ami jelentősen csökkenti az országok közötti heterogenitást.

Az EU négy legnagyobb sertéshústermelője Németország, Spanyolország, Franciaország és Dánia. Ezek az országok adják az EU sertéshús-termelésének 60 százalékát és egyben az EU-n belüli kereskedelem jelentős részét, Dánia a legnagyobb exportőr, míg Németország a legnagyobb importőr.

Az 5.3. ábra a későbbi vizsgálatunk szempontjából fontos Németország sertéstermelésének néhány mérőszámát mutatja. Láthatjuk, hogy a sertések száma enyhén nö-

5.3. ÁBRA ■ A sertések száma, az átlagos sertésszám és a sertést tartó gazdaságok száma Németországban

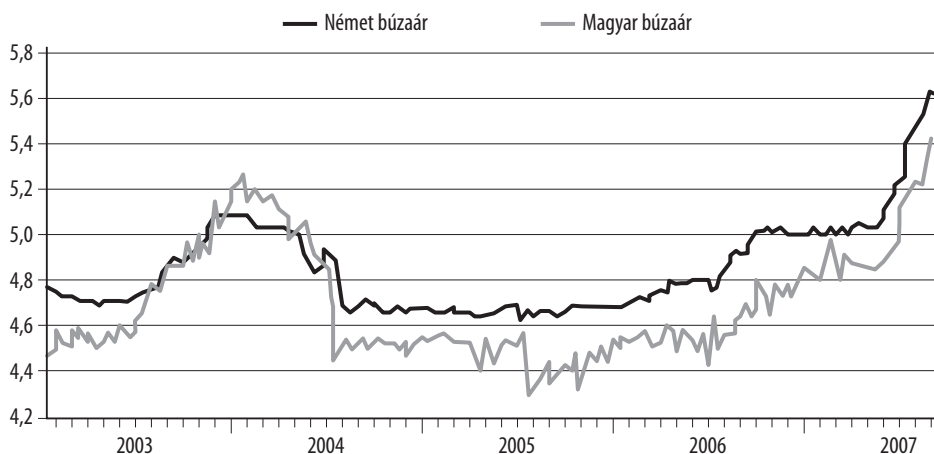


Forrás: Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle GmbH.

vekedett. Egy évtized alatt a sertést tartó gazdaságok száma több mint 50 százalékkal csökkent, aminek következtében növekedett a gazdaságonkénti átlagos sertésszám. Ez a strukturális változás sertésszektorban megváltoztatta a termelők alkuerejét. A termelés koncentrációja a sertéshús kínálati láncán belül a piaci erő újraelosztásához vezetett.

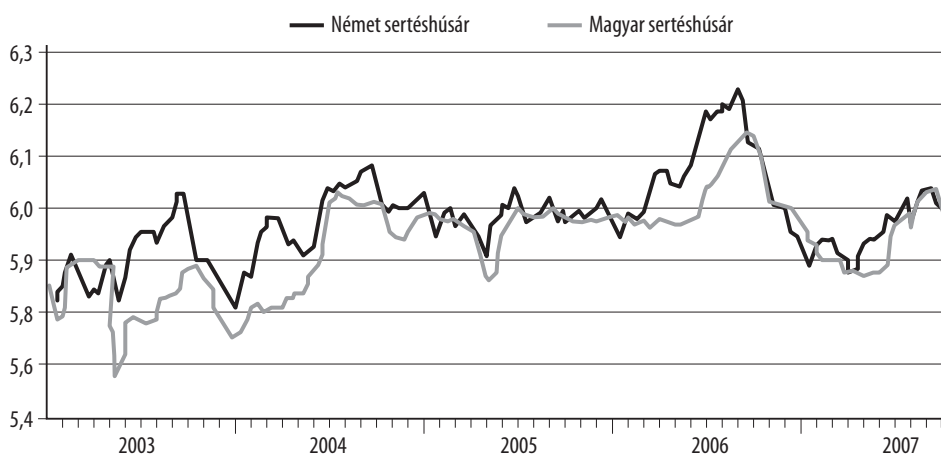
Az empirikus kutatáshoz használt logaritmizált idősorokat az 5.4., illetve 5.5. ábrán mutatjuk be. A búzapiac térbeli integrációjának vizsgálatához heti magyar (PWH) és

5.4. ÁBRA ■ A magyar és német búzaárak alakulása 2003. január és 2007. szeptember között



Forrás: az Agrárgazdasági Kutató Intézet heti piaci jelentései.

5.5. ÁBRA ■ A magyar és német sertéshúsárak alakulása 2003. január és 2007. október között



Forrás: az Agrárgazdasági Kutató Intézet heti piaci jelentései.

német (*PWG*) árakat tartalmazó, 2003. január és 2007. szeptember közötti, 243 megfigyelésből álló adatbázist használtunk. A sertéspiac térbeli integrációjának elemzéséhez heti magyar (*PPH*), illetve német (*PPG*) árakat tartalmazó, 2003. január és 2007. október közötti, 250 megfigyelésből álló idősorokat alkalmaztunk. Az áradatokat mindkét termék esetében az Agrárgazdasági Kutató Intézet heti piaci jelentéseiből (<https://pair.akk.hu>) gyűjtöttük össze, majd logaritmizáltuk.

AZ IDŐSOROK TULAJDONSÁGAINAK TESZTELÉSE ■ Az empirikus elemzést a magyar és német búza-, illetve sertéshúsárak egységgyökpróbájával kezdjük. A DF–GLS-, valamint Perron-féle egységgyökpróbákat a használjuk (*Elliott–Rothenberg–Stock* [1996], *Perron* [1997]). Az 5.17. táblázat, a magyar és német búzaárak, valamint ezek első differenciáinak egységgyökpróbáját mutatja be. Az első differenciák tesztelése azért szükséges, hogy meggyőződjünk: valóban csak egy-egy egységgyököt tartalmaznak a vizsgált idősorok (vagyis elsőrendűen, és nem másod- vagy magasabb rendben integráltak). Az 5.17. táblázat eredményei alapján megállapíthatjuk, hogy specifikációtól függetlenül nem tudjuk elutasítani az egységgyök-nullhipotézist a magyar és német búza árakra, ellenben határozottan elutasíthatjuk azok első differenciájára – vagyis az árak elsőrendűen integráltak, tehát nem stacionáriusak.⁹

5.17. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyökpróba a búzaárakra

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
<i>PWH</i>	Konstans	1	0,523
	konstans és trend	1	–0,788
<i>PWG</i>	Konstans	1	2,201
	konstans és trend	1	0,065
ΔPWH	Konstans	5	–3,548
	konstans és trend	0	–21,130
ΔPWG	Konstans	2	–4,986
	konstans és trend	0	–11,228

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: –1,614 (–1,943), konstanssal és trenddel pedig: –2,624 (–2,921). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

Mivel strukturális törés jelenlétében a standard egységgyökpróbák megbízhatatlanok, vagyis még akkor sem utasítják el az egységgyök nullhipotézisét, ha az valójában hamis.

⁹ EViews 5.0 ökonometriai szoftvert használtuk a DF–GLS-egységgyökpróbák futtatásához.

Az 5.18. táblázatban a Perron-féle – strukturális törést is figyelembe vevő – módszerrel teszteljük a változók szint értékeit.¹⁰

5.18. TÁBLÁZAT ■ Perron-féle egységgyököpróbák a búzaárakra

Változó	Késleltetések száma	Töréspont	Próbastatisztika	5 százalékos kritikus érték
<i>PWH</i>	1	79 (-110,9)	0,419	-2,88
<i>PWG</i>	1	236 (104,3)	1,000	-2,88

Megjegyzés: t-érték zárójelben.

Bár a töréspontok mindkét ár esetében magasan szignifikánsak, az egységgyök-null-hipotézist a tesztstatistikák nem utasítják el. Megállapíthatjuk tehát, hogy a búzapiac árai elsőrendűen integráltak.

Az 5.17. táblázathoz hasonlóan az 5.19. táblázat a magyar és német sertéshúsárak integrációjának teszteredményeit mutatja be. A búzaárakhoz hasonlóan, a sertéshúsárak is elsőrendűen integráltak.

5.19. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS-egységgyököpróbák a sertéshúsárakra

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
<i>PPH</i>	Konstans	1	-1,766
	konstans és trend	1	-2,774
<i>PPG</i>	Konstans	2	-1,147
	konstans és trend	2	-2,184
ΔPPH	Konstans	1	-7,081
	konstans és trend	0	-10,271
ΔPPG	Konstans	1	-10,690
	konstans és trend	1	-10,738

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,90 (0,95) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: -1,614 (-1,943), konstanssal és trenddel pedig: -2,624 (-2,921). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

Hogy robusztus eredményeket kapjunk, az 5.20. táblázatban a Perron-féle, strukturális törést is figyelembe vevő módszerrel teszteljük a sertéshúsárak integrációját.

A búzaárakhoz hasonlóan, bár a töréspontok szignifikánsak, az 5.19. táblázatban kapott eredményeken nem változtatnak, vagyis a sertés piac árai elsőrendűen integráltak.

¹⁰ Helmut Lütkepohl-féle JMulti szoftvert használtuk a strukturális töréses egységgyököpróbák elvégzéséhez (<http://www.jmulti.de>).

5.20. TÁBLÁZAT ■ Perron-féle egységgyökpróbák a serteshúsárakra

Változó	Késleltetések száma	Töréspont	Próbastatisztika	5 százalékos kritikus érték
PPH	14	95 (-31,48)	-2,018	-2,88
PPG	2	241 (49,5)	-2,502	-2,88

Megjegyzés: *t*-értékek a zárójelben.

KOINTEGRÁCIÓS ELEMZÉS ■ Az előző részben megállapítottuk, hogy a magyar és német búza- és sertésárak nem stacionáriusak, vagyis az egyszerű OLS regresszió nem alkalmas vizsgálatukra. Az 5.21. táblázat első felében a módszertani fejezetben ismertetett nyompróba és a maximális sajátértéken alapuló próbák által a specifikációs modellek függvényében választott kointegrációs vektorok számát mutatjuk be. Az eredmények azt mutatják, hogy a magyar és német búzaárak nem kointegráltak, vagyis nincs közöttük hosszú távú kapcsolat. A táblázat középső, illetve alsó részében, két modellszelektációs kritérium által választott kointegrációs kapcsolat számát mutatjuk be. Bár az Akaike-féle információs kritérium (AIC) az M4. modell esetében egy kointegrációs kapcsolatot talál, az árak térbeli integrációja esetében egy hosszú távú trendet tartalmazó modell elképzelhetetlen. A Schwarz-féle bayesi (SBC) kritérium megerősíti a nyom és maximum sajátértéken alapuló eredményeket.¹¹

5.21. TÁBLÁZAT ■ Johansen [1988] kointegrációs próba a német és magyar búzaárakra

	M1. modell	M2. modell	M3. modell	M4. modell
<i>Kointegrációs vektorok száma modellenként (5 százalékos szignifikanciaszinten)</i>				
Nyomstatisztika	0	0	0	0
Maximum sajátérték statisztika	0	0	0	0
<i>Akaike-féle információs kritérium szerint választott modell</i>				
0 kointegrációs vektor	-7,628713	-7,628713	-7,619579	-7,619579
1 kointegrációs vektor	-7,625923	-7,620528	-7,617156	-7,636439*
2 kointegrációs vektor	-7,598060	-7,587122	-7,587122	-7,612357
<i>Schwarz-féle bayesi kritérium által választott modell</i>				
0 kointegrációs vektor	-7,156191*	-7,156191*	-7,117524	-7,117524
1 kointegrációs vektor	-7,094336	-7,074174	-7,056035	-7,060552
2 kointegrációs vektor	-7,007407	-6,966936	-6,966936	-6,962639

* 10 százalékos szignifikanciaszint.

¹¹ A Johansen [1988] kointegrációs próbákat az EViews 5.0 szoftverrel végeztük el.

Mivel strukturális törés jelenlétében, a *Johansen* [1988] tanulmányban szereplő próba általában nem talál kointegrációs kapcsolatot, megismétljük a tesztet a *Johansen és szerzőtársai* [2000] módszerrel. A Perron-féle egységgyökpróbákkal (*Perron* [1997]) meghatározott strukturális törések közül a 79. héten bekövetkezett törésponttal végezzük el a tesztet.¹² Az eredményt az 5.22. táblázatban mutatjuk be.¹³

5.22. TÁBLÁZAT ■ *Johansen és szerzőtársai* [2000] kointegrációs teszt a $t = 79$ töréspontra a német és magyar búza árakkal

Kointegrációs vektorok száma	Nyomstatisztika	p -érték	90 százalék kritikus érték	95 százalék kritikus érték
0	25,91	0,035	22,76	24,90
1	5,39	0,552	10,86	12,68

Az 5.22. táblázat eredményeiből következik, hogy amennyiben figyelembe vesszük a töréspontot, akkor találunk kointegrációs, vagyis hosszú távú kapcsolatot a német és magyar búzaárak között. Mivel strukturális törés van a kointegrációs kapcsolatban, az M2. modellt – ahol a konstans a hosszú távú kapcsolatra van korlátozva – választjuk.

Az 5.23. táblázatban a magyar és német sertéshúsárak közötti kointegrációt teszteltük *Johansen* [1988] módszerrel. A búzaárakhoz képest az eredmények sokkal inkább egyértelműek. A Pantula-elvet követve,¹⁴ valamint a térbeli integráció elméletnek megfelelően, az M1. modellt választva, egy kointegrációs vektort találunk a magyar és német sertéshúsárak között. Az Akaike-féle modellszelekciós kritérium alátámasztja a nyom-, illetve sajátérték-próbák eredményeit.

5.23. TÁBLÁZAT ■ *Johansen* [1988] kointegrációs próba a német és magyar sertéshúsárakra

Modell	M1. modell	M2. modell	M3. modell	M4. modell
<i>Kointegrációs vektorok száma modellenként (5 százalékos szignifikanciaszinten)</i>				
Nyomstatisztika	1	2	2	1
Maximum sajátérték statisztika	1	2	2	1
<i>Akaike-féle információs kritérium szerint választott modell</i>				
0 kointegrációs vektor	13,60700	13,60700	13,62239	13,62239
1 kointegrációs vektor	13,55847*	13,56651	13,57411	13,57275
2 kointegrációs vektor	13,59085	13,56554	13,56554	13,56697

¹² A német búzaárban megállapított 236. héten bekövetkező töréspont túlságosan közel van a minta végéhez (243), ezért nem alkalmas a modellbe illesztésre, hiszen a töréspont után nem marad a becsléshez szükséges számú megfigyelés.

¹³ Helmut Lütkepohl-féle JMulti szoftvert használtuk a *Johansen és szerzőtársai* [2000] kointegrációs próbák elvégzéséhez (<http://www.jmulti.de>).

¹⁴ *Harris* [1995]) alapján egyszerre ellenőrizzük a helyes modellspecifikációt, valamint a kointegráció rangját (lásd a módszertani fejezetet).

Modell	M1. modell	M2. modell	M3. modell	M4. modell
<i>Schwarz-féle bayesi kritérium által választott modell</i>				
0 kointegrációs vektor	13,72067*	13,72067*	13,76447	13,76447
1 kointegrációs vektor	13,72897	13,75121	13,77302	13,78587
2 kointegrációs vektor	13,81818	13,82128	13,82128	13,85113

* 10 százalékos szignifikanciaszint.

Megállapíthatjuk, hogy nem stacionárius áridősorok páronként kointegráltak, így lehetséges a közöttük levő hosszú távú kapcsolat modellezése. A következő lépés a megfelelő hibakorrekciós modellek felírása, majd tesztelése.

Hibakorrekciós modellek

A módszertani fejezetben tárgyaltak alapján becsüljük a lineáris hibakorrekciós modellt a búzaárakra, a strukturális törést tartalmazó modellt pedig a sertéshúsárakra. Az eredményeket az 5.24. táblázat¹⁵ és az 5.25. táblázat¹⁶ mutatja be.

5.24. TÁBLÁZAT ■ Hibakorrekciós modell a német és magyar búzapiacra

Korlátozatlan modell		
Kointegráló vektor		
PWG_{t-1}	1,000	
PWH_{t-1}	-0,797 (-10,860)	
Konstans	-1,007 (-2,92)	
Strukturális törés (79. hét)	-0,108 (-2,958)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔPWG	ΔPWH
Hibakorrekció (α)	0,013 (0,641)	0,261 (4,262)
ΔPWG_{t-1}	0,183 (2,643)	0,481 (2,353)
ΔPWG_{t-2}	0,015 (0,222)	-0,014 (-0,069)
ΔPWG_{t-3}	0,097 (1,407)	-0,147 (-0,717)

¹⁵ Helmut Lütkepohl-féle JMulti szoftvert használtuk a strukturális töréses VECM-modell becslésére (<http://www.jmulti.de>).

¹⁶ EViews 5.0 szoftvert használtunk a VECM-modell becslésére.

Az 5.24. TÁBLÁZAT folytatása

Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔPWG	ΔPWH
ΔPWG_{t-4}	-0,084 (-1,258)	-0,217 (-1,093)
ΔPWH_{t-1}	0,095 (4,064)	-0,314 (-4,543)
ΔPWH_{t-2}	0,090 (3,615)	-0,120 (-1,635)
ΔPWH_{t-3}	0,108 (4,427)	-0,004 (-0,059)
ΔPWH_{t-4}	0,056 (2,561)	0,008 (0,128)
Kiigazított R^2	0,35	0,33
Korlátozások tesztelése		
$\beta_{PPG} = -\beta_{PPH}$	$\chi^2(1) = 7,629$ ($p = 0,005$)	
$\alpha_{PPG} = 0$	$\chi^2(1) = 0,21$ ($p = 0,56$)	
Portmanteau autokorrelációs próba	$\chi^2(42) = 52,87$ ($p = 0,121$)	
Jarque–Bera-féle normalitáspróba	$p = 0,000$	

Megjegyzés: A becsült paraméterek alatt zárójelben a Student-féle t -értéket közöljük.

5.25. TÁBLÁZAT ■ Hibakorrekciós modell a német és magyar sertéshúspiacra

Korlátozatlan modell		
Kointegráló vektor		
PPG_{t-1}	1,000	
PPH_{t-1}	-1,053 (-68,912)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔPPG	ΔPPH
Hibakorrekció (α)	0,008 (0,435)	0,081 (4,475)
ΔPPG_{t-1}	0,605 (9,662)	0,047 (0,826)
ΔPPG_{t-2}	-0,311 (-4,665)	0,033 (0,56)
ΔPPH_{t-1}	0,071 (1,058)	0,263 (4,295)
ΔPPH_{t-2}	0,015 (0,231)	0,047 (0,777)

Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔPPG	ΔPPH
Kiigazított R^2	0,29	0,22
Regresszió F -érték	26,14	18,49
Korlátozások tesztelése		
$\beta_{PPG} = -\beta_{PPH}$	$\chi^2(1) = 7,503$ (0,006)	
$\alpha_{PPG} = 0$	$\chi^2(1) = 0,193$ (0,660)	
Portmanteau autokorrelációs próba	$\chi^2(52) = 58,43$ (0,251)	
Jarque–Bera-féle normalitáspróba p -értéke	0,000	

Megjegyzés: A becült paraméterek alatt, zárójelben a Student-féle t -értéket, illetve az alsó blokkban a p -értéket közöljük.

Az Akaike-féle információs (AIC) és a Schwarz-féle bayesi (SBC) modellszelekciós kritériumokat alkalmaztuk a helyes késleltetés meghatározásához. A búzapiaci modell esetében $l = 2$, míg a sertéshúspiac esetében $l = 4$ késleltetéseket választották a kritériumok. Elmondhatjuk, hogy a modellek jól specifikáltak, a reziduumok nem tartalmaznak autokorrelációt. A reziduumok egyik piac modelljében sem normális eloszlású, ezért az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb csoportra is igazak (Cramon-Taubadel [1998]). Továbbá, kellő számú kétértékű impulzusváltozó bevonásával a reziduumok normális eloszlásúvá válnak. A modellek magyarázó ereje (R^2) nem túl magas, de megfelel a hasonló tanulmányokban általában kapott értékeknek. A táblázatok felső részében a német és magyar piacok közötti hosszú távú kapcsolatot mutatjuk be. Bár a β_1 együtthatók mindkét modell esetében 1-hez közeli értékek, a $\beta_1 = 1$ nullhipotézist (lásd 5.24., 5.25. táblázat alsó része) mindkét piac esetén elutasítjuk, vagyis a magyar és német piacok térbeli integrációja nem tökéletes. A búzaárak esetében a hosszú távú kapcsolat konstans is tartalmaz, amely a 79. megfigyelés után, vagyis 2004 júliusa után változik. A konstans is és a strukturális törés is magasan szignifikáns a hosszú távú egyenletben. 2004 júliusa után a magyar és német piacokat összekapcsoló egyenlet konstansa 0,108 értékkel megnő. Mivel a térbeli kapcsolatban a konstans (β_0) a szállítási vagy egyéb tranzakciós költségek abszolút értékeként is értelmezhető, ezért megállapíthatjuk, hogy ez a költség 2004 után megnőtt.

Mi lehet a magyarázata az 5.4. ábrán is jól megfigyelhető, 2004 júliusában bekövetkezett törésnek? A 2004-ben a gabonatermés kiemelkedően jó volt, és a várható magas hozamról szóló hírek aratás előtt érték el a piacot, aminek következtében a gabonaárak és ezen belül a búzaárak lezuhantak.

Az alkalmazkodás sebessége vektor (α), megmutatja, hogy a magyar és német árak közötti rövid távú kapcsolat mennyire gyorsan és milyen mértékben igazodik a hosszú távú kapcsolathoz, amennyiben egy exogén sokk éri a rendszert. Másikféppen fogalmaz-

va, ha a rövid távú kapcsolat túlságosan távolra kerül a hosszú távú egyensúlyi ponttól, az alkalmazkodás sebessége „visszahúzza” a rendszert az egyensúlyi pont felé. Az 5.24. és 5.25. táblázatban, az α érték szignifikáns a magyar árakra, ellenben nem szignifikáns a német sertés- illetve búzaárakra. Az 5.24. és 5.25. táblázatok alsó paneljében teszteljük, hogy vajon a rövid távú német árakat leíró rendszeralkalmazkodás sebessége változói (α_{PPG} , α_{PWG}) nullává korlátozhatók-e. A nullhipotézist nem utasíthatjuk el, tehát a német árak nem igazodnak a magyar–német hosszú távú árkapcsolathoz, a magyar árak ellenben igen. Ebből következik, hogy a német árak gyengén exogének, vagyis, hogy a német búza, illetve sertés piac árai „Granger-okozzák” a magyar búza, valamint sertésárakat.

A következő lépésben a tranzakciós költségek elméletének jobban megfelelő, valamint a horizontális integrációt jobban modellezni képes hibakorrekciós módszerrel is elemezzük a kiválasztott piacokat.

Küszöb-hibakorrekciós modell (TVECM)

A lineáris kointegrációs kapcsolat létezése a hibakorrekciós modellek becslésének a feltétele. Mivel a búzapiacon csak strukturális törés figyelembevételével állapíthatunk meg kointegrációt, a küszöb-hibakorrekciós modellel (TVECM) csak a sertés-húspiacra tudjuk megbecsülni. Több késleltetést használtunk, az 5.26. táblázat fejrésze mutatja az adott modellben szereplő késleltetések számát. Az első sor a lineáris modell reziduumaik autokorrelációját vizsgálja Breusch–Godfrey-próba segítségével. A második, illetve harmadik sor a küszöb hibakorrekciós modellek első és második rezsimjébe tartozó reziduumok autokorrelációját teszteli. A negyedik sor az Akaike-féle modellszelekciós kritérium értékeit mutatja. Az ötödik sor a két struktúrát elválasztó „küszöb” értéke, a γ . A következő két sor az első (hibakorrekciós tagok kisebbek, mint γ), illetve második (hibakorrekciós tagok nagyobbak, mint γ) rezsimbe tartozó megfigyelések arányát tartalmazza. Végül, az 5.26. táblázat utolsó sorában a supremum

5.26. TÁBLÁZAT ■ Küszöb-hibakorrekciós modell a magyar és német sertés-húspiacra

	1	2	3	4	5
	Késleltetések száma				
Breusch–Godfrey-próba, lineáris	0	0,11	0	0,2	0,13
Breusch–Godfrey-próba, küszöb I. rezsim	0	0	0	0	0
Breusch–Godfrey-próba, küszöb II. rezsim	0	0	0	0	0
AIC	–1881	–1872	–1855	–1841	–1839
γ	0,05	0,05	0,06	0,06	0,04
Megfigyelések aránya, I. rezsim	58,4	58,3	65,8	63,2	51,6
Megfigyelések aránya, II. rezsim	41,5	41,7	34,1	36,7	48,3
supLM p -érték	0	0	0	0	0

Lagrange-multiplikátor (supLM) próba *bootstrap* eljárással szimulált kritikus érték alapján kiszámolt valószínűségét (p -érték) mutatja. A nullhipotézis minden esetben a lineáris modell, az alternatív pedig valamilyenfajta hibakorrekciós, nemlineáris kiegészítést megengedő modell.¹⁷

A táblázat legfontosabb eredménye a supLM-statisztikák szignifikanciája, amely szerint erős nemlineáris trendet tartalmaznak az adatok, vagyis a lineáris modellre vonatkozó nullhipotézist elutasítják. Ebből következik, hogy valamilyen küszöb-hibakorrekciós modell jobban leírja az adatgeneráló folyamatot, mint egy lineáris modell. A Breusch–Godfrey-féle autokorrelációs próbák alapján a lineáris modellek reziduumaiban általában nem, a küszöb-hibakorrekciós modellek reziduumaiban ellenben autokorreláció van, bármely késleltetés esetén. Az Akaike-féle modellszelekciós kritérium 1 késleltetés esetén éri el a minimumot. A küszöb értéke bármely késleltetés esetén 0,05 körül van, míg a megfigyelések körülbelül 60–40 százalék arányban oszlanak meg a rezsimok között.

A küszöb 0,05 értéke azt jelenti, hogy a hibakorrekciós mechanizmus akkor indul be, ha a magyar, illetve német sertés árak közötti különbség meghaladja a hosszú távú egyensúlyi árak 5 százalékát (mivel az áradatok természetes alapú logaritmusát használtuk elemzésünkhöz). A felhasznált 250 heti adatból körülbelül 150 héten volt kisebb az árkülönbség a küszöbnél, és körülbelül 100 héten volt ennél nagyobb. Másképpen, a második rezsimbe tartozó megfigyelések esetén volt érdemes sertéshússal kereskedni Magyarországon és Németországon között.

Az 5.27. táblázat, az alkalmazkodási sebesség paraméterének becsült értékeit, illetve azok standard hibáit mutatja be rezsimenként és országonként a késleltetések számának függvényében.

5.27. TÁBLÁZAT ■ Alkalmazkodásisebesség-paraméterek a TVECM-modellben

Késleltetések száma	α_G	α_H	α_{HG}	α_{HH}
1	-0,05 (0,07)	0,1 (0,09)	-0,05** (0,02)	0,1** (0,01)
2	-0,02 (0,07)	0,09 (0,1)	-0,02 (0,02)	0,09** (0,01)
3	-0,01 (0,04)	0,1** (0,03)	-0,01 (0,03)	0,1** (0,02)
4	-0,01 (0,05)	0,08 (0,05)	-0,01 (0,02)	0,08** (0,02)
5	-0,01 (0,07)	0,09 (0,1)	-0,01 (0,02)	0,09** (0,02)

** 5 százalékos szinten szignifikáns.

Megjegyzés: Zárójelben a standard hibák.

¹⁷ GAUSS nyelvben írt programokat használtunk a TVECM-modell becslésére. A programok megtalálhatóak B. Hansen honlapján (<http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>).

Ahogy vártuk, az első rezsimben egy kivétellel az alkalmazkodási sebesség egyik paramétere sem szignifikáns. A kivétel, három késleltetés esetén, a magyar rövid távú egyenletnek megfelelő (α_{IH}) paraméter. Ezzel szemben, a második rezsimben az összes magyar rövid távú egyenletre vonatkozó (α_{IHH}) paraméter szignifikáns és pozitív. Ezek értelmezése a következő: amennyiben a német és a magyar sertéshúsárak közötti különbség nagy, akkor a magyar áraknak növekedniük kell, hogy közelítsék a német piac árait. Ahogy az első rezsimben, a második rezsimben sem szignifikánsak az alkalmazkodási sebesség német piacot leíró TVECM-paraméterei (α_{IG} és α_{IIG}), vagyis ahogy a VECM-modellek esetében is, a német árak gyengén exogének, tehát a várakozásoknak megfelelően a magyar árak igazodnak a német árakhoz, és nem fordítva.

Következtetések

Kutatásunkban a magyar és EU–15 mezőgazdasági piacok térbeli integrációját vizsgáltuk, legújabb idősoros ökonometriai módszerekkel. Az EU–15 árainak közelítő változójaként a német búza-, illetve sertéshúsárakat választottuk. Ahogy vártuk, a magyar árak hosszú távon igazodnak az EU–15 áraihoz, vagyis a magyar gabona- és sertéshús-piacok árelfogadók. Az elemzés kimutatótt ugyan hosszú távú kapcsolatot a magyar és német árak között (az árpárok kointegráltak, igaz, a búza piac esetében csupán a 2004 nyár elején bekövetkezett strukturális törés figyelembevételével sikerült kointegrációt kimutatni), azonban az integráció fokának a vizsgálata során megállapítottuk, hogy az nem tökéletes. Másképpen, az egy ár törvényének mind a szigorú, mind a gyenge változatát elutasítottuk (a térben különböző piacok árai közötti kapcsolatban a meredekség együtthatója egyik esetben sem volt egyenlő 1-gyel). Ebből arra lehet következtetni, hogy kihasználatlan lehetőségek rejtőznek a magyar és EU–15 árak közötti transzmisszió hatékonyságában.

További kutatást igényel annak a kiderítése, hogy mi is okozza a torzulást az árinformáció szabad áramlásában. Versenyképességi szempontból az eredmények azt mutatják, hogy a piacok közötti kereskedelem működik, a kiszámolt 5 százalékos tranzakciós költség a nyugat-európai eredmények tükrében is alacsonynak mondható. Eszerint a magyar sertéshús-piac hatékonyan integrálódott az európai piacokkal, igazodik hozzájuk, és az EU–15 ár-növekedéseinek illetve csökkenéseinek a hatása az 5 százalékos küszöb mellett a magyar piacra is begyűrűzik.

Módszertani szempontból a kutatás folytatható bonyolultabb nemlineáris modellek vizsgálatával. Itt most a hosszú távú kapcsolatban levő strukturális törés miatt nem tudtuk a búzaárak kapcsolatát nemlineáris módszerekkel is elemzi, más módszertani megközelítéssel talán ez is megoldható lenne. Az általunk alkalmazott TVECM-modell a konstans tranzakciós költséget képes megragadni. Vagyis, nem veszi figyelembe, hogy a piacok térbeli integrációja javul-e a vizsgált periódusban (a TVECM-modellekben, az 5 százalékos küszöb állandó). További kutatást igényel egy időben változó küszöböt is magába foglaló módszertani eljárás kidolgozása.

A magyar és szlovén búzapiacok térbeli integrációja

Magyarország egyike a 10 új európai uniós tagállam nagyobb búzaexportőreinek, Szlovénia pedig nettó importőr. Ezért is érdekes megvizsgálni vajon e két szomszédos EU-tagállamban mennyire integráltak horizontálisan a búza termelői árai, másképpen: érvényesül-e az egy ár törvénye. A két ország közötti búzakereskedelem a 2004-es EU-csatlakozás után lendült fel igazán. A jó termés következtében a magyar tárolókapacitások hamar megteltek, a többletet pedig más EU-tagország intervenciók tárolókapacitásába értékesítették, nagymértékben befolyásolva a regionális árszintet. Ez pusztán csak egy példája az európai gabona-agrárpolitika hatásának a területileg elkülönült piacok ártranszmissziójára. A kereskedelem által kialakított árszint különösen fontos a mezőgazdasági szektor számára, hiszen közvetlenül befolyásolják a gabonatermelők jövedelmét és az állattartók kiadásait is. Keresleti oldalon a búza (a belőle készült termékeken keresztül) az emberi fogyasztás mellett a tápszerek, koncentrátumok előállítása, valamint a bioenergia-ipar miatt is fontos. Ezért is gondoljuk, hogy a búza termelői árának Magyarország és Szlovénia közötti transzmissziója fontos kérdése a regionális piacok elemzésének. Az idősoros ökonometriai módszerek fejlődését felhasználva, a közelmúltban publikált tanulmányok (lásd például *Balcombe és szerzőtársai* [2007]) a horizontális ártranszmisszió egy általánosabb, átfogóbb változatát elemzik, az úgynevezett hosszú távú együtt mozgás (*co-movement*) hipotézisét. Az egyár-törvény gyenge, illetve erős változata azonban ebben az esetben is tesztelhető. A következőkben két hipotézist vizsgálunk:

1. hipotézis: a magyar és szlovén búzaárakra érvényes az egyár-törvény,
2. hipotézis: a magyar árak meghatározzák a szlovén búzaárakat.

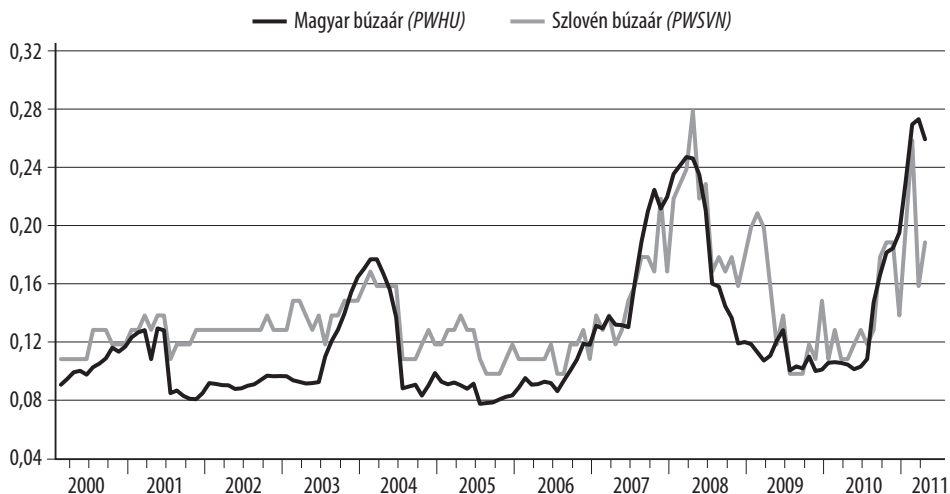
Felhasznált adatok

A búza magyar és szlovén termelői árainak 2000 januárja és 2011 áprilisa közötti havi adatait használjuk empirikus elemzésünkhöz (az adatbázist a KSH, valamint a SI-STAT, a szlovén statisztikai hivatal kiadványaiból állítottuk össze). Mind a szlovén, mind a magyar áradatok euróban vannak kifejezve.

A magyar és szlovén búzaárak időben hasonló alakulása látható az 5.6. ábrán.¹⁸ Az ábra alapján úgy tűnik, az egyár-törvény a két szomszédos, egymással kereskedő ország között érvényes (1. hipotézis). Ugyanakkor az is lehetségesnek tűnik, hogy a nettó búzaimportőr Szlovénia árai, a nettó exportőr Magyarország búzaárait követik, igazolva a 2. hipotézist.

¹⁸ A búza logaritmusban kifejezett magyar termelői árának jelölése: *PWHU*, a szlovén termelői árak jelölése: *PWSVN*.

5.6. ÁBRA ■ A búza magyar és szlovén havi termelői árának logaritmusa



Forrás: Saját számítások a KSH és a szlovén statisztikai hivatal adatai alapján.

Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)

Először, a logaritmusban kifejezett magyar ($PWHU$) és szlovén ($PWSVN$) búza termelői árának egységgyök-tulajdonságait vizsgáljuk, az eredményeket az 5.28. táblázat tartalmazza. A leggyakrabban alkalmazott kibővített Dickey–Fuller-féle eljárásnál (ADF) jobb tulajdonságokkal rendelkező Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetes (DF–GLS) próbát használjuk (Elliott–Rothenberg–Stock [1996]). Az egységgyök-nullhipotézist determinisztikus specifikációtól (csak konstans, illetve konstans és trend) nem utasíthattuk el az árak logaritmusára, az első differenciákra azonban a próba szignifikáns, így megállapíthatjuk, hogy mindkét vizsgált idősor elsősorban integrált $I(1)$.

5.28. TÁBLÁZAT ■ DF–GLS-egységgyökpróbák

Változó	Konstans	Konstans és trend
$PWHU$	–0,711	–2,212
$PWSVN$	–1,866	–2,791
$\Delta PWHU$	–2,309**	–
$\Delta PWSVN$	–16,219***	–

Megjegyzés: A késleltetések számát a Schwarz-féle bayesi kritérium segítségével határoztuk meg.

***1 százalékos szinten szignifikáns, ** 5 százalékos szinten.

Forrás: Saját számítások magyar és szlovén központi statisztikai hivatalok adatai alapján.

Mivel nem stacionárius idősoraink vannak, a kointegrációs eljárás alkalmas a változók közötti további kapcsolat vizsgálatára. Két lineáris kointegrációs próbát alkalmaztunk, a Johansen-féle, valamint a Saikkonen–Lütkepohl-próbákat, az eredményeket az 5.29. táblázatban ismertetjük (Johansen [1988], Saikkonen–Lütkepohl [2000]). A nullhipotézis mindkét próba esetében az, hogy az árak hosszú távon nem mozogtak együtt, azaz az idősorok nem kointegráltak.

5.29. TÁBLÁZAT ■ Kointegrációs próba eredményei

Kointegrációs vektorok száma	<i>p</i> -érték
Johansen-féle nyomstatisztika	
0	0,058
1	0,601
Saikkonen–Lütkepohl-próba	
0	0,007
1	0,821

Megjegyzés: A késleltetések számát a Schwarz-féle bayesi kritérium segítségével határoztuk meg.

Forrás: saját számítások magyar és szlovén központi statisztikai hivatalok adatai alapján.

Mindkét próba eredménye azt mutatja, hogy elutasíthatjuk a nullhipotézist a kointegráló idősorok alternatív hipotézis javára. A magyar és szlovén búza termelői árak közötti hosszú távú kapcsolatot (5.1) egyenlet írja le (zárójelben a *t*-értékek):

$$PWHU = 1,418 + 1,79PWSVN \quad (5.1) \\ (-3,02) \quad (-7,62).$$

A magasan szignifikáns együttthatók alapján úgy tűnik, nem igazolható az egyár-törvény egyik változata sem (sem a gyenge, sem az erős). Ha likelihood-arány (LR) próbának vetjük alá a $\beta_{PWSVN} = 1$ hipotézist, a tesztstatistikánk $\chi^2(1) = 8,79$ értéket vesz fel, ami 1 százalékos szinten is szignifikáns, így valóban elutasíthatjuk az 1. hipotézist, amely szerint az egyár-törvény igaz a magyar és szlovén búza termelői árak kapcsolatában.

A kointegrációs vektor segítségével megbecsülhetjük az árkapcsolat hosszú, illetve rövid távú dinamikáját egyaránt érzékeltető VECM-modellt (5.30. táblázat).

A reziduumok normalitását leszámítva, a diagnosztikai próbák alapján a modell jól specifikáltnak tűnik. A nagymintás LM-próbák nem mutatnak első, másod, harmad, illetve negyedrendű autokorrelációra utaló jelet, míg a *portmanteau* autokorreláció tesztek alapján tizenketted rendig nem találunk szignifikáns autokorrelációt. A hosszú távú egyensúlyi pályához történő alkalmazkodás sebességét mérő együttthatók (α) arra is alkalmasak, hogy meghatározzuk az árak közötti (hosszú távú) Granger-okság irányát (másképpen fogalmazva, hogy melyik a gyengén exogén ár, azaz egy esetleges sokkot követően melyik nem korrigál a rendszer egyensúlyi pályájához).

5.30. TÁBLÁZAT ■ Magyar és szlovén búza termelői árakra becsült VECM-modell és diagnosztikák

Kointegrációs egyenlet	Együtthatók	
$PWHU_{t-1}$	1,000	
$PWSVN_{t-1}$	-1,790 (-7,623)	
Konstans	-1,418 (-3,023)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	$\Delta PWHU$	$\Delta PWSVN$
Hibakorrekció (α)	0,035 (0,962)	0,200 (4,109)
$\Delta PWHU_{t-1}$	0,263 (2,687)	0,224 (1,747)
$\Delta PWSVN_{t-1}$	-0,062 (-0,858)	-0,264 (-2,769)
R^2	0,073	0,268
Korrigált R^2	0,058	0,257
Autokorreláció	próbastatisztika	
LM(1)	$\chi^2(4) = 4,53$ (0,338)	
LM(2)	$\chi^2(8) = 6,31$ (0,611)	
LM(3)	$\chi^2(12) = 9,95$ (0,619)	
LM(4)	$\chi^2(16) = 13,21$ (0,652)	
Portmanteau (12)	$Q(12) = 33,76$ (0,813)	
Jarque–Bera-féle normalitáspróba p -értéke	0,000	

Megjegyzés: zárójelben a Student-féle t -értéket, illetve az alsó blokkban a p -értéket közöljük.

Forrás: Saját számítások a KSH és a szlovén statisztikai hivatal adatai alapján.

Az említett α koefficiens a $\Delta PWHU$ egyenlet esetében nem szignifikáns, a $\Delta PWSVN$ egyenlet esetében ellenben magasan szignifikáns. Ebből következik, hogy a magyar termelői (búza) árak nem korrigálnak a hosszú távú egyensúlyi pályához, vagyis hosszú távon gyengén exogének. A VECM-modell tulajdonságaiból adódóan ebből következik, – hogy ahogy azt *a priori* vártuk – a magyar árak hatnak a szlovén árakra, igazolva a 2. hipotézist.

Tehát a vizsgált periódusban hasonlóan alakultak a magyar és a szlovén búza termelői árai, létezik kointegrációs kapcsolat közöttük, valamint annak ellenére, hogy két szomszédos, jó infrastruktúrával (mind vasúttal, mind autópályával) rendelkező

EU-tagállamot vizsgáltunk, nem tudtuk igazolni az egyár-törvényt. Ez némiképpen meglepő eredmény, főleg ha figyelembe vesszük a szlovéniai Koper kikötő fontosságát a (nem Szlovéniába irányuló) magyar búzaexport számára. Az egyár-törvény elutasításából feltételezhetjük, hogy léteznek még kereskedelmi akadályok, amelyek meggátolják a tökéletes horizontális ártranszmissziót. A teljesség igénye nélkül, ilyenek lehetnek például búzatermelésben, valamint –kereskedelemben megfigyelt változékonyság (oszilláció) és változó piaci körülmények, Magyarország és Szlovénia EU-csatlakozása, Szlovénia áttérése az euróra 2007. január 1-jén,¹⁹ az elmúlt évek makroökonomiai változásai (globális recesszió). Megállapíthatjuk azonban azt is, hogy a gyakorlatban nagyon ritkán sikerül kimutatni az egy ár törvényét. *Listorti–Esposti* [2012] például úgy érvel, hogy az egyár-törvény fogalma statikus, nagyon korlátozó feltevésekkel, így nem valószínű, hogy hosszabb távon megfigyelhető. A kompetitív európai búzapiacot figyelembe véve, néhány további okot is megemlíthetünk annak alátámasztására, hogy várakozásainkkal ellentétben miért is nem figyelhetjük meg az egyár-törvény érvényesülését a magyar és a szlovén búzapiacok kapcsolatában.

- Bár Magyarország kétségtelenül nagyon fontos szerepet látszik Szlovénia búzaellátásában (a vizsgált periódusban Szlovénia összes búzaimportjának 71 százaléka Magyarországról származott), méreténél fogva csak egy kis szereplő a globális búzapiacra, amelyet lényegesen nagyobb országok határoznak meg (például Németország, Ukrajna, Oroszország, hogy csak az európaiakat említsük).
- Egyes korábbi tanulmányok (például *Bakucs és szerzőtársai* [2012]), kimutatták, hogy a magyar termelői árakat, a magyar búza legnagyobb importőrének, Németországnak a termelői árai határozzák meg. Valószínűnek tűnik, hogy bár az oksági viszony azt mutatja, hogy a magyar árak határozzák meg a szlovén árakat, valójában mindkét ország termelői árait más regionális szereplő (például Németország) határozza meg, egy „rejtett” oksági kapcsolaton keresztül, amelynek vizsgálata nem tartozott kutatásunk céljai közé.
- Végül pedig, megemlíthetjük a lineáris kointegráció és ez alapján specifikált lineáris VECM-modell korlátait is: a kointegrációs vektor ugyanaz a teljes periódusra, szimmetrikus (vagyis a modell ugyanúgy korrigál a pozitív, mint a negatív rövid távú eltérésekre), és a teljes periódusra azonosak a hibakorrekciós koefficiensek. Nemlineáris (például küszöb-hibakorrekciós vagy Markov-féle rezsimváltó modellek) alkalmazásával rugalmasabb modellek specifikálhatók, de *Listorti–Esposti* [2012] véleményét figyelembe véve, az egy ár törvénye empirikus kimutatása így sem egyértelmű.

¹⁹ Az EU-csatlakozás, valamint a szlovén fizetőeszköz-váltás hatásait strukturális kétértékű változókkal teszteltük, azonban ezek sem az egységgyök-, sem a kointegrációs próbákban nem bizonyultak szignifikánsnak.

Következtetések

Ebben az alfejezetben a 2000. január és 2011. április közötti periódusra vizsgáltuk a magyar és szlovén búzapiac horizontális ártranszmissziójának dinamikáját az egy ár törvényén keresztül, valamint megvizsgáltuk melyik piac az ármeghatározó. Bár a lineáris VECM-modell nem bizonyította az egy ár törvényének sem az erős, sem a gyenge változatát, az árak kointegrációja, valamint a kereskedelmi adatok szoros piaci horizontális integrációra utalnak. Megállapítottuk, hogy a szlovén és magyar búzapiacokon az utóbbi az ármeghatározó, ellenben nem zártuk ki a lehetőséget, hogy mindkét általunk vizsgált kis, nyitott gazdaság termelői árait a nagyobb regionális vagy éppen globális folyamatok mozgatják.

A magyar és német búzapiacok térbeli integrációja – Markov-típusú rezsimváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)

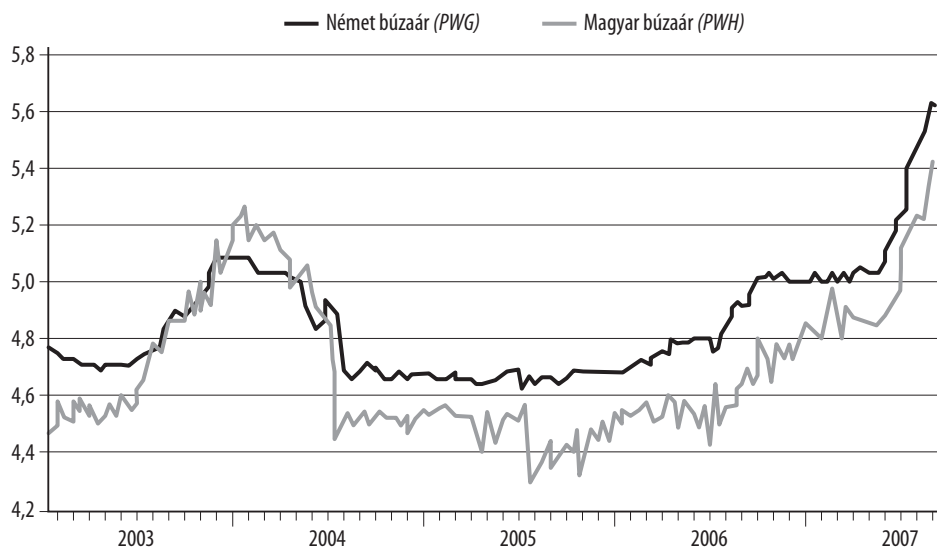
A gabonafélék piacán a horizontális ártranszmissziót elemző empirikus tanulmányok főképp az Egyesült Államok és Kanada közötti integrációval foglalkoznak (például *Bessler és szerzőtársai* [2003], *Ghoshray* [2002], [2007], *Tun-Hsiang és szerzőtársai* [2007], *Mainardi* [2001], *Mohanty–Langley* [2003]). Néhány publikáció született európai búzapiaci adatokkal (például *Dawson és szerzőtársai* [2006], *Ejrnaes–Persson* [2000], *Thompson és szerzőtársai* [2002]). A legjobb tudomásunk szerint azonban nem tettek közzé olyan kutatásokat, amelyek egy EU–15 és egy új tagállam búzapiacának a térbeli integrációját vizsgálná. Pedig a közép-kelet-európai gazdaságokban megfigyelhető kevésbé fejlett piaci intézmények, valamint a kevésbé hatékony piacok miatt a horizontális integráció kutatása nagyobb figyelmet érdemelne. Továbbá mind a kereskedett mennyiségek, mind a termelői ár szempontjából nagyobb piaci volatilitás miatt előfordulhat, hogy időben több egyensúlyi állapot (árkapcsolat) is megfigyelhető. Ezért a gyakran vizsgált, de ritkán azonosított egyár-törvényt valószínűtlen megfigyelni egy vizsgált időintervallum minden pontján.

Ez a fejezet azzal járul hozzá a horizontális ártranszmisszió irodalmához, hogy nagyfrekvenciájú adatok segítségével több, egy rendszeren belüli, markovi rezsimváltó modellbe ágyazott árkapcsolatot becsül, a magyar és német búza termelői ára között.

*

Az elemzéshez a 2003. január és 2007. szeptember között német (PWG) és magyar (PWH) búzaárak 243 heti megfigyeléséből származó logaritmizált értékeket használjuk (5.7. ábra). Az adatokat az Agrárgazdasági Kutató Intézet bocsátotta rendelkezésünkre.

5.7. ÁBRA ■ Német és magyar heti búza termelői árak (2003. január–2007. szeptember)



Forrás: Agrárgazdasági Kutató Intézet.

Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)

A stacionaritásvizsgálatok²⁰ megállapították, hogy a búzaárak sorozatonként egy egységgyököt tartalmaznak, ezért kointegrációs módszerrel folytatjuk az elemzést. A lineáris tesztek (*Johansen* [1988]) azonban nem tudták elutasítani azt a nullhipotézist, hogy nincs kointegrációs vektor. A módszertani részben ismertetett *Johansen és szerzőtársai* [2000] által javasolt eljárás lehetővé teszi maximum két töréspont kointegrációs egyenletbe foglalását, így rugalmasabb, mint a *Johansen* [1988] eljárása. A módszer ugyanakkor nem képes endogén módon meghatározni a lehetséges töréspontokat,²¹ ezekről *a priori* kell információt szereznünk. Kézenfekvő megoldás az egyéni idősorokban megfigyelt töréspontok kointegrációs tesztbe illesztése. A *Perron* [1997] egységgyökpróba alkalmas az egyéni idősorok töréspontjának azonosítására. Az 5.31. táblázat a *Johansen és szerzőtársai* [2000] kointegrációs próba eredményeit mutatja, ahol strukturális váltás a 79. megfigyelésnél zajlott.²²

²⁰ Az egységgyök próbák eredményeit itt nem közöljük, igény esetén a szerzőknél megtalálható. A töréspont figyelembevételével végzett egységgyökpróbák 2004 júliusában történt strukturális változást találtak a magyar ársorozatban.

²¹ A *Gregory–Hansen* [1996] módszer – amely endogén módon keresi és teszteli a kointegrációt strukturális törés jelenlétében – nem adott értékelhető eredményeket.

²² Helmut Lütkepohl JMulti szoftverét alkalmaztuk a *Johansen és szerzőtársai* [2000] kointegrációs próbához.

5.31. TÁBLÁZAT ■ *Johansen és szerzőtársai [2000] kointegráció próba (töréspont: $t = 79$)*

Kointegrációs vektorok	Nyomstatisztika	p -érték
0	25,91	0,035
1	5,39	0,552

A táblázatból látható, hogy elutasítottuk a nullhipotézist az alternatív hipotézis javára, miszerint egy kointegrációs vektor van a modellben, egy 2004 júliusban, a 79. megfigyelésnek megfelelő töréspont mellett. A német búzaárakra normalizálva, a hosszú távú kapcsolat a következő alakot ölti (zárójelben a t -értékek):

$$PWG = 1,007 + 0,108D + 0,797PWH, \quad (5.2)$$

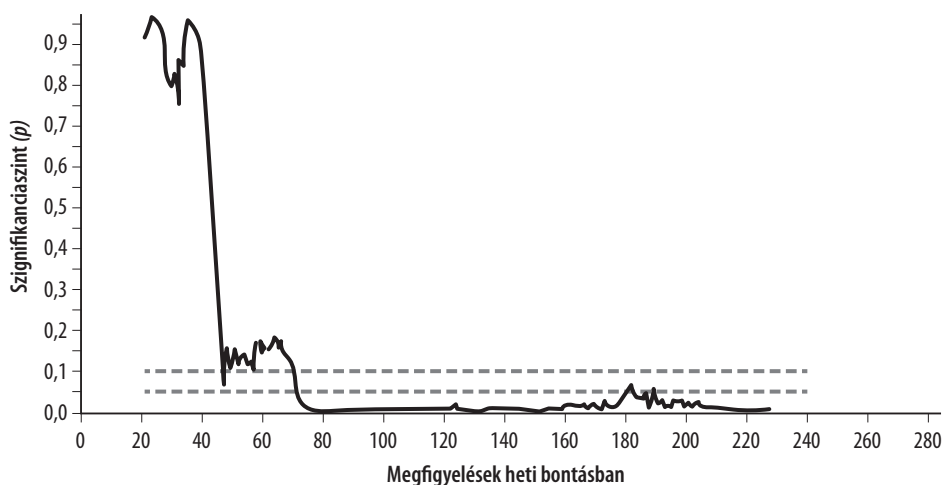
$$\quad \quad \quad (-2,92) \quad \quad (-2,95) \quad \quad (-10,86)$$

ahol $D = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > 79 \\ 0, & \text{egyébként} \end{cases}$.

A 2004 júliusában megfigyelt strukturális törés egybeesik az aratás kezdetével Magyarországon. A 2004-es termés nemcsak Magyarországon volt kiemelkedően jó, hanem globálisan is. A jó termés híre a tárolókapacitások hiányával együtt lenyomta az árakat, strukturális törést okozva. Az alkalmazkodási sebességét mérő koeficiensek (α) az egyenletrendszerben a következők: $\alpha_{PWG} = 0,013$ ($t = 0,64$), és $\alpha_{PWH} = 0,261$ ($t = 4,26$). Mivel a hosszú távú kapcsolatot a német árakra normalizáltuk, a magyar áregyenletben az együttható a várt előjelű és szignifikáns. A német áregyenletben az alkalmazkodási sebesség koeficiense nem szignifikáns. Tehát miként vártuk, a magyar árak alkalmazkodnak a német búzaárakhoz, és nem fordítva. A modell reziduuma nem autokorrelálnak, a 42-rendű autokorrelációs próba $\chi^2(42) = 52,87$ ($p = 0,121$). Az eloszlásuk ellenben nem követi a várt normális eloszlást (Jarque–Bera-féle normalitáspróba szignifikanciaszintje $p = 0,00$). Az egy ár törvényére vonatkozó nullhipotézist – más néven a kointegrációs vektorban a magyar és német árak együtthatóinak az egyenlőségét – szintén elutasítjuk. Bár megállapítottuk, hogy az ársorozatok kointegrálnak, nem biztos, hogy a rendszer stabil. Chow-próbát használunk ennek ellenőrzésére. Mivel a nullhipotézis alatt a tesztstatisztika eloszlása különbözhet az aszimptotikus χ^2 -eloszlástól (Candelon–Lütkepohl [2000]). A *bootstrap*-eljárással számoljuk ki a teszt szignifikanciaszintjét. Az 5.8. ábra a minta szétbontásán alapuló Chow-próba *bootstrap*-eljárással szimulált p -értékeit mutatja, ahol mindegyik megfigyelést lehetséges töréspontként kezeltük.

Az 5.8. ábra azt mutatja, hogy a legtöbb statisztika szignifikanciaszintje 5 százalék alatti, következésképpen a modell stabilitásának nullhipotézisét el kell utasítanunk. Megállapíthatjuk tehát, hogy a lineáris VECM-modell nem megfelelő, rugalmasabb modell típust – mint például a MSVECM – szükséges alkalmazni.

5.8. ÁBRA ■ 500 replikációs, *bootstrap*-módszerrel szimulált, a minta szétbontásán alapuló Chow-próba szignifikanciaszintje, 2003–2007 (243 megfigyelés)



Markov-féle rezsinváltó hibakorrekciós modell (MSVECM)

Több lehetséges modellspecifikációt elemeztünk, többek között azt a lehetőséget, hogy egy adott (az előző részben azonosított) kointegrációs vektort segítségével becsüljünk egy korlátozott modellt. Végül azonban az Akaike-féle információs kritérium (AIC) segítségével – a hibatagok tulajdonságait is figyelembe véve – egy teljesen rugalmas, korlátozatlan, rezsimmfüggő hosszú távú kointegrációs vektorokkal rendelkező modellt választottunk. A MSIAH(3)–AR(3) specifikációjú²³ modell lehetővé teszi rezsimmfüggő konstans, tengelymetszet, rövid távú autoregresszív paraméter, valamint reziduumok becslését.

Az Akaike-féle információs, valamint loglikelihood kritériumok segítségével határoztuk meg a rezsimek (3), valamint a késleltetések (szintén 3) számát. Egy likelihood-arány (LR) próbát alkalmaztunk annak a nullhipotézisnek a tesztelésére, hogy vajon a lineáris specifikáció megfelelő-e, a nemlineáris Markov-féle rezsinváltó hibakorrekciós modell (MSVECM) alternatív specifikációja ellenében. A próbastatisztika magasan szignifikánsnak bizonyult, így elvetettük a lineáris specifikációt feltételező hipotézist. A MSVECM(3)–AR(3) modell jól specifikált, nincs autokorrelációra utaló jel, a próbák rezsimenként a következő tesztstatisztikákat, valamint szignifikanciaszinteket eredményezték: 1. rezsimm: $\chi^2(49) = 57,49$ ($p = 0,18$), 2. rezsimm: $\chi^2(49) = 52,03$

²³ MSIAH(3)–AR(3) jelentése: Markov-féle, integrált, autoregresszív, heteroszkedasztikus váltási modell (*Markov Switching Integrated Autoregressive Heteroscedastic, MSIAH*), három rezsimmal és három késleltetéssel.

($p = 0,35$), valamint 3. rezsim: $\chi^2(49) = 49,78$ ($p = 0,44$). A homoszkedaszticitási próbák nem utasították el az azonos varianciájú reziduumok nullhipotézisét, a tesztek rezsimenként a következő statisztikákat, illetve szignifikanciaszinteket eredményezték: 1. rezsim: $\chi^2(18) = 12,77$ ($p = 0,805$) 2. rezsim: $\chi^2(18) = 21,39$ ($p = 0,259$), és végül 3. rezsim: $\chi^2(18) = 16,15$ ($p = 0,581$). Az várttal ellentétben azonban a reziduumok egyik rezsimben sem normális eloszlásúak. Az 5.32. táblázat a három rezsim tulajdonságait összegzi.

5.32. TÁBLÁZAT ■ Rezsimitulajdonságok

Rezsim	Szimbolikus név	Megfigyelések száma	Valószínűség	Átlagos hossz (hét)
1. rezsim	„bizonytalanság”	13,6	0,05	1,27
2. rezsim	„egy ár törvénye”	65,6	0,27	6,96
3. rezsim	„tipikus”	159,8	0,67	17,07

A 3. rezsim tartalmazza a legtöbb megfigyelést, átlagosan a leghosszabb ideig és a legnagyobb valószínűséggel tartózkodik benne a rendszer, ezért „tipikus” rezsimnek nevezzük. A 2. rezsimbe a megfigyelések 27 százaléka tartozik, rövidebb ideig, átlagosan 7 hétig tart. Ezt a rezsimet „egy ár törvénye” névvel illettük törvény feltételeinek megfelelő hosszú távú együtthatók miatt (lásd az 5.34. táblázatot). Végül pedig, az 1. rezsimnek „bizonytalanság” nevet adtunk, mivel csupán 13 megfigyelést tartalmaz, átlagosan pedig 2 hétnél rövidebb ideig tart.

Az 5.33. táblázat a MSVECM rendszer rezsimok közötti átmenetének a valószínűségi mátrixát mutatja. Az átlóban található értékek azt mutatják, hogy mennyi annak a valószínűsége, hogy két egymást követő héten a rendszer ugyanabban a struktúrában marad. A stabilabb rezsimok (2. és 3.) esetében magas a valószínűség, míg az 1. instabil rezsim esetében alacsony. Amennyiben struktúraváltás történik, az 1. rezsimból a legnagyobb valószínűséggel a 3. rezsimbe mozdul a rendszer (51 százalékos valószínűséggel), míg annak az esélye, hogy a 2. rezsimbe vált, lényegesen alacsonyabb, csupán 27 százalékos. A stabilabb 2. rezsimból legnagyobb valószínűséggel (bár ez is csak 10 százalékos) a „bizonytalanság” rezsimbe, 4 százalékos valószínűséggel pedig a 3., „tipikus” rezsim felé mozdul a rendszer. A „tipikus” rezsimben stabil a rendszer, amennyiben mégis váltana, legvalószínűbb (4 százalék), hogy a 2., az „egy ár törvénye” rezsimbe vált.

5.33. TÁBLÁZAT ■ Rezsimek közötti átmenetvalószínűségi mátrix

	1. rezsim	2. rezsim	3. rezsim
1. rezsim	0,212	0,274	0,513
2. rezsim	0,105	0,856	0,038
3. rezsim	0,023	0,035	0,941

Mivel az egyes rezsimek csak kevés megfigyelést tartalmaznak, a becült együttthatókat (5.34. táblázat) óvatosan kell kezelni. Erre figyelmeztetnek az együttthatóknak szokatlanul alacsony szórásai, valamint az ezekből számolt, irreálisan magas statisztikák. Megvizsgáltuk azt a lehetőséget is, hogy csak két rezsimit specifikálunk, de az információs kritériumok egyértelműen három rezsimit sugalltak. Így a kis megfigyelésszámú, bizonytalan együttthatójú és szórású 1. rezsimit is megtartottuk, másrészt pedig ez a rezsím gyűjti be azokat az eseteket, amikor a bizonytalanság miatt egyensúlytalanság tapasztalható az árkapcsolatban. Az 5.34. táblázat alapján a magyar–német búzaárkapcsolatot a következőképpen jellemezhetjük.

5.34. TÁBLÁZAT ■ MSVECM-modell, a függő változó vektor ΔPWH

	1. rezsím		2. rezsím		3. rezsím	
	együttható	t-érték	együttható	t-érték	együttható	t-érték
Konstans	-4,268	-585,41	-0,014	-0,158	-0,201	-1,688
ΔPWH_{t-1}	-0,207	-43,148	-0,453	-5,992	-0,634	-7,915
ΔPWH_{t-2}	0,442	52,089	-0,056	-1,191	-0,471	-5,58
ΔPWH_{t-3}	-1,151	-117,72	-0,043	1,075	-0,082	-1,126
ΔPWG	3,117	236,01	-0,833	-6,24	0,366	1,728
ΔPWG_{t-1}	-0,092	-10,417	0,311	1,78	0,343	1,459
ΔPWG_{t-2}	-1,518	-98,552	0,368	2,049	-0,009	-0,043
ΔPWG_{t-3}	-4,366	-468,9	-0,368	-2,333	0,458	1,944
Hosszú távú kapcsolat együttthatói, a magyar árakra normalizálva						
Tengelymetszet	5,597	-585,41	0,091	-0,158	4,025	-1,688
PWG	-2,104	434,07	-0,988	4,474	-1,861	1,86
Reziduumok szórása	0,00114		0,01964		0,04827	

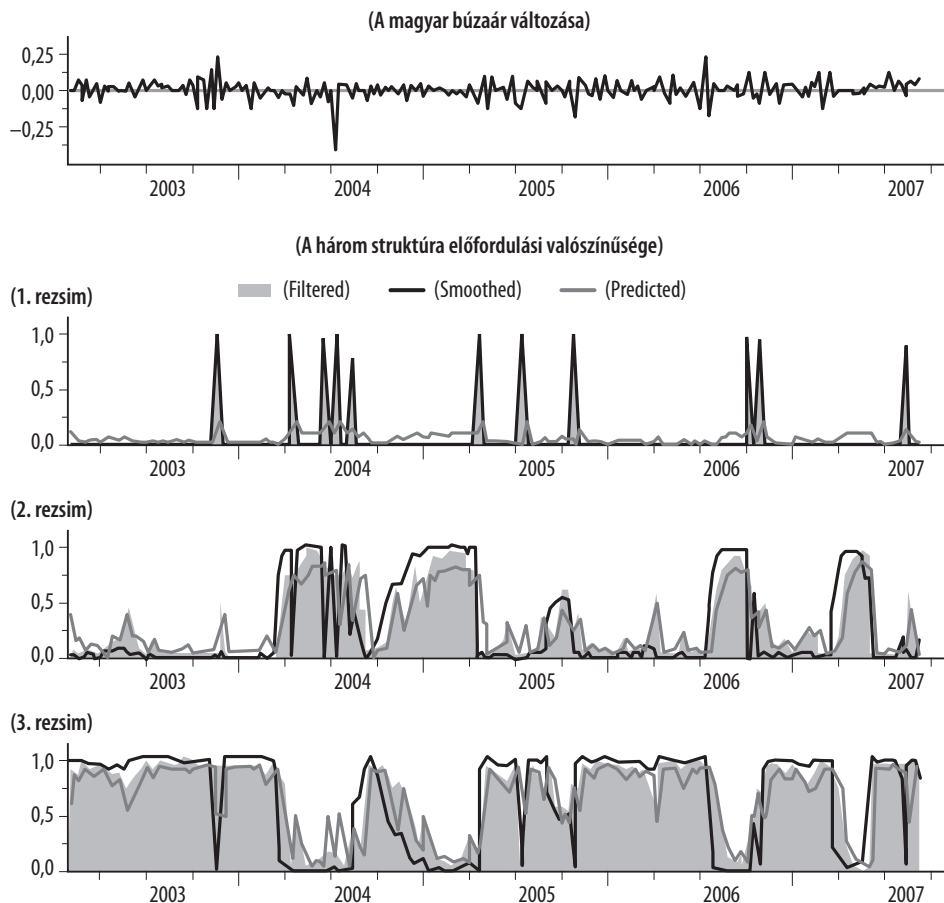
1. A „bizonytalanság” rezsimit (a kevés megfigyelésszám miatt) alacsony becült szórás, valamint a (rövid távú) árváltozás változókhoz tartozó magas együttthatók kombinációja jellemzi. A hosszú távú egyensúlyi pályához való alkalmazkodás sebessége nagyon gyors, az árkülönbség 76 százaléka egy hét alatt kiigazítódik. A hosszú távú árrugalmasság -2,1, azaz egyszázalékos német búzaár-növekedés kétszer akkora hatást gyakorol a magyar árakra. Az 5.9. ábra felső része a magyar árak első differenciáit mutatja. Ha ezt az ábra második részében található „bizonytalanság” struktúrájának előfordulási valószínűségéhez hasonlítjuk, láthatjuk, hogy szignifikáns negatív árkülönbségek esetében mozdul az árkapcsolat ebbe a rezsimbe.

2. Az „egy ár törvénye” rezsím fő tulajdonsága, hogy a hosszú távú német és magyar búzaárak között specifikált kapcsolatot kielégíti az egy ár törvényét, az árinformáció áramlása tökéletes, vagyis egyszázalékos német búzaárváltozás ugyanekkora változást indukál a magyar árakban. Az előbbi rezsimhez képest az alkalmazkodási sebesség alacsonyabb, a rezsimre jellemző hosszú távú egyensúlyi pályától való eltérés 16 százaléka

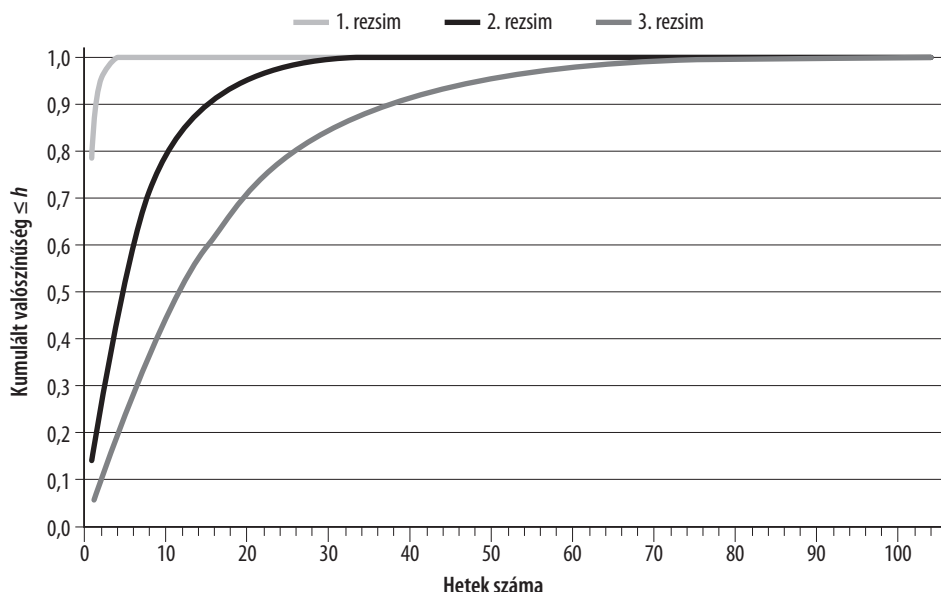
kigazítódik a következő periódusban. A legtöbb rövid távú dinamikát leíró együtttható statisztikailag szignifikáns. Az 5.9. ábra legfelső és harmadik paneljét összehasonlítva láthatjuk, hogy ez a rezsim a magyar búzaárak két egymást követő perióduson belüli kismértékű árváltozásainak felel meg.

3. A „tipikus” rezsimre az egy ár törvénye nem érvényes, egy nagy abszolút konstans árrést, amit tranzakciós költségként is értelmezhetünk, figyelhető meg a magyar és német búzaárak kointegrációs kapcsolatában. A rövid távú árváltozások késleltetett értékeinek megfelelő koefficiensek kevésbé szignifikánsak, mint az előbbi rezsimben. A hosszú távú egyensúlyi pályához való alkalmazkodás lassú, az árváltozás 5 százaléka igazítódik ki egy héten belül.

5.9. ÁBRA ■ Magyar búzaár változása (első differencia) és az egyes rezsimek valószínűsége, MSIAH(3)–AR(3) specifikáció (2003. január–2007. szeptember)



5.10. ÁBRA ■ A rezsimek kumulált valószínűsége
(vagyis hogy h hétnél kevesebb ideig tartózkodik a rendszer az adott rezsimben)

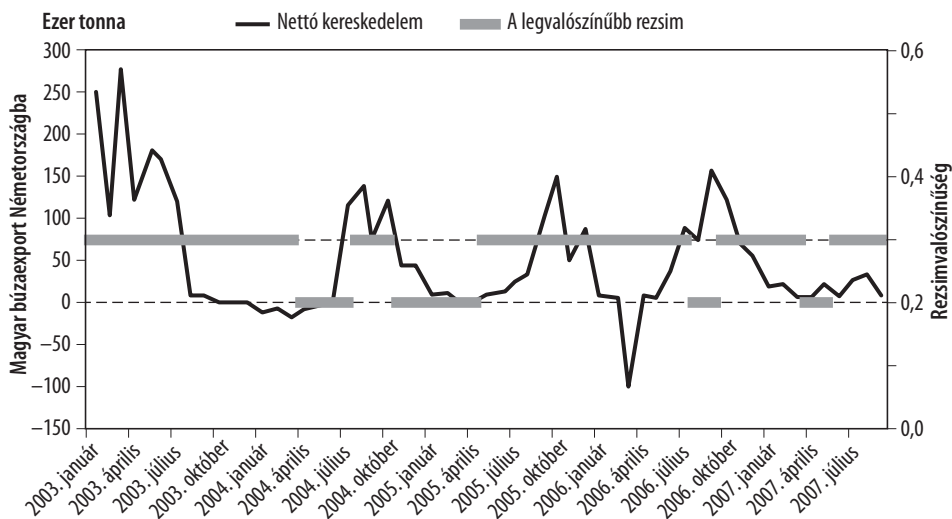


Az 5.10. ábra az 1., 2., és 3. rezsimek kumulált valószínűségét mutatja. Látható, hogy az 1. rezsim időtartama kevesebb, mint két hét, míg a 2. rezsimé ennél lényegesen hosszabb. A legstabilabb a 3. rezsim, annak a valószínűsége, hogy a rendszer 10 héten keresztül benne tartózkodjon, 50 százalékos.

A kereskedelem elemzése

Mint az 5.11. ábrán is látszik, a rezsimek a legtöbb periódusban határozottan elkülönülnek egymástól, vagyis ha egy adott héten egy rezsim valószínűsége 1-hez közeli érték, a másik kettőé 0-hoz közelít. Vajon a rezsimek kapcsolatba hozhatók-e a piaci integrációval, például a kereskedelmi adatokkal vagy a vizsgált periódusban megfigyelt konkrét eseményekkel? Ha modellünk nem csupán ökonometria szempontból jól specifikált, hanem közgazdasági szempontból is értelmezhető, akkor a kereskedelem volumenének dinamikája összeköthető a rezsimekben specifikált árkapcsolattal. A teljes vizsgált periódusra az Eurostat Comext adatbázisából származó havi, bilaterális kereskedelmi adatokat használtunk. Mivel a kereskedelmi és áradatok más gyakoriságúak (havi *versus* heti), első lépésben aggregáltuk a rezsimvalószínűségeket, hogy az áradatokkal összehasonlítható havi átlagokat kapjunk. A kereskedelmi adatokat, valamint az adott hónapban domináns rezsimet együtt mutatja be az 5.11. ábra.

5.11. ÁBRA ■ Havi nettó búzakereskedelem, valamint a rezsimalószínűségek



Forrás: Eurostat Comext-adatbázis.

Az aggregálás miatt az egyébként is kevés megfigyelést tartalmazó 1. rezsim teljesen eltűnik, mivel egyszer sem domináns egy egész hónapon keresztül. Az ábráról látszik, hogy a nettó kereskedelem értéke lényegesen alacsonyabb azokban a hónapokban, amikor a kettes rezsim a domináns. Következik, hogy az *egy ár törvénye* azokban a hónapokban teljesül, mikor a valós kereskedelemben forgó búzamennyiség alacsony. Ha összehasonlítjuk az átlagos nettó búzakereskedelmi mennyiségeket a 2. és 3. rezsimben, akkor azt találjuk, hogy a „*tipikus*” rezsimben a nettó érték 73 százalékkal magasabb, mint az „*egy ár törvénye*” rezsimben.

Következtetések

Ebben az alfejezetben a magyar és német búzaárak, valamint búzakereskedelem dinamikáját elemeztük a 2003. január és 2007. szeptember közötti periódusban megfigyelt heti adatok segítségével. Gyorsan változó piaci feltételek jellemezték ezt az időszakot, ami a változékony árakban és kereskedelemben forgó búzamennyiségben is megnyilvánult. Ennek (is) köszönhetően a kevésbé rugalmas specifikációjú, standard lineáris vektor-hibakorrekciós modell (VECM) képtelennek bizonyult az árkapcsolat leírására. A háromrezsimes, Markov-féle hibakorrekciós eljárás statisztikai szempontból megfelelően ábrázolta az árkapcsolat dinamikáját. A rezsimok közül az egyik a szokatlanul nagyméretű magyar árváltozásoknak felel meg, míg a 3. a „normális” – vagy ahogyan neveztük, „tipikus” – nagy áruforgalmú kereskedelmi folyamatoknak.

Közgazdaságtani szempontból a legérdekesebb a 2. rezsim, mivel olyan árkapcsolat jellemzi, amely teljesíti az empirikusan nagyon ritkán megfigyelt egyár-törvényét. Előfordulása azonban ritkább, mint a „tipikus” rezsimé. A kereskedett mennyiség relatíve alacsony, ellenben a leggyorsabb a hosszú távú pályától való eltérés kiigazítása. Sajnos, a kereskedelmi adatok nem elérhetők heti bontásban: azonos, nagy frekvenciájú ár- és kereskedelmi adatok segítségével eredményeinket jobban lehetne értelmezni.

A magyar és lengyel tejpiac térbeli integrációja – Gonzalo–Pitarakis-modell

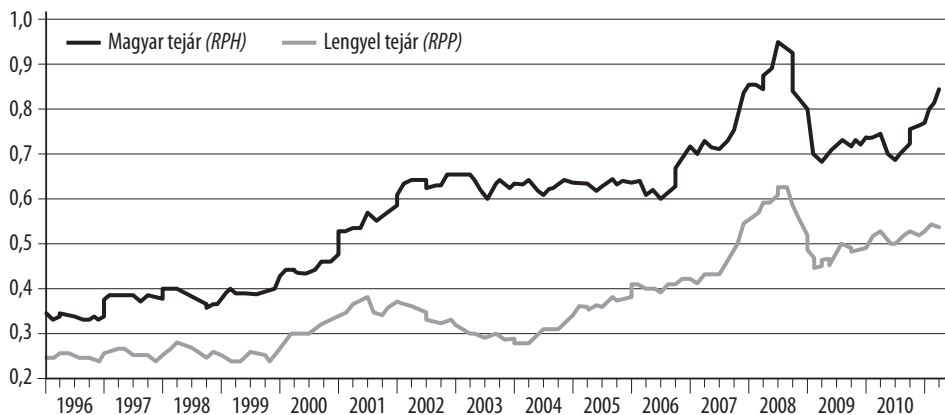
A Magyarországhoz és Lengyelországhoz hasonló kis, nyitott gazdaságok esetében a piaci hatékonyságnak és az információáramlásnak fontos gazdaságpolitikai következményei lehetnek. Először is, ezekben az országokban csak nemrég bontották le a piaci korlátokat, valamint a fejlett gazdaságokhoz képest az árjelző mechanizmusok kevésbé fejlettek. Másodsor, az átmeneti gazdaságok egy része már belépett az Európai Unióba, ami sok esetben lényeges agrár- és vidékpolitikai változásokat indít el. Ezzel a háttérrel a horizontális piaci integráció fontos kutatási témának bizonyulhat.

A közös integrált piac ellenére a publikált tanulmányok (például *Bakucs és szerzőtársai* [2012]) módszertantól függetlenül nem tudták két új tagállam vagy egy EU–15 és új tagállam között az egyár-törvény létét igazolni. Amellett, hogy több empirikus kutatás szerint (például *Listorti–Esposti* [2012]) a gyakorlatban nem lehet hosszabb időszakon át megfigyelni az egyár-törvényt, valamint az esetleges alacsony fokú integrációt is figyelembe véve, a „kudarc” annak is köszönhető, hogy a kutatások általában csupán endogén árváltozókat használnak. Ebben az alfejezetben egy új módszert alkalmazunk, amely stacionárius exogén változót használ küszöbként az árkapcsolatok meghatározására. Az így kapott rendszerben kimutatjuk az egyár-törvényt, és teszteljük szignifikanciáját a magyar és lengyel fogyasztói tejáramon.

Felhasznált adatok és tesztvizsgálatok

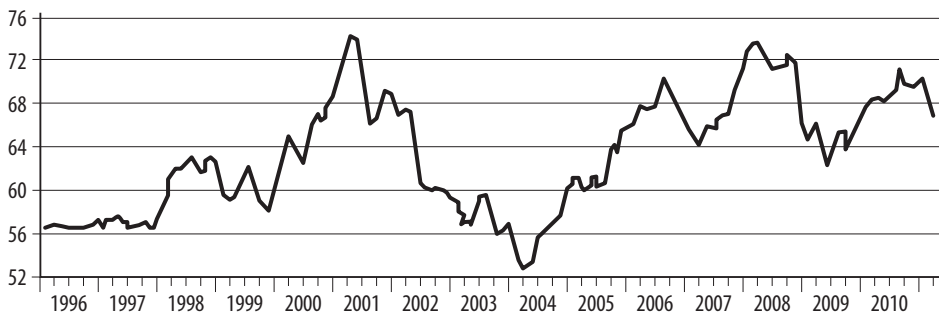
A kutatáshoz 1996. január és 2011. április között megfigyelt, havi fogyasztói tejárakat használunk (5.12–5.14. ábra). Az összehasonlíthatósághoz a magyar és a lengyel áradatakat a nemzeti bankok havi középárfolyamán euróra alakítottuk (amelyet számlapénzként a jegybankok 1999 előtti fizikai megjelése előtt is jegyeztek). A *Gonzalo–Pitarakis* [2006] tanulmányban ismertetett próbát alkalmazzuk a lineáris kointegráció nullhipotézise és küszöb-kointegráció alternatív hipotézise közötti választásra, ahol a küszöböt egy stacionárius ergodikus változó mérete határozza meg. A havi forint/zloty árfolyam első differenciája megfelelő stacionárius küszöbváltozónak bizonyult. Azt feltételezzük tehát, hogy az árfolyam hőközi változása befolyásolja a tejkereskedelmet, ezentúl pedig a horizontális transzmissziót leíró árkapcsolatot.

5.12. ÁBRA ■ Magyar (RPH) és lengyel (RPP) tej fogyasztói árai (euró/liter)



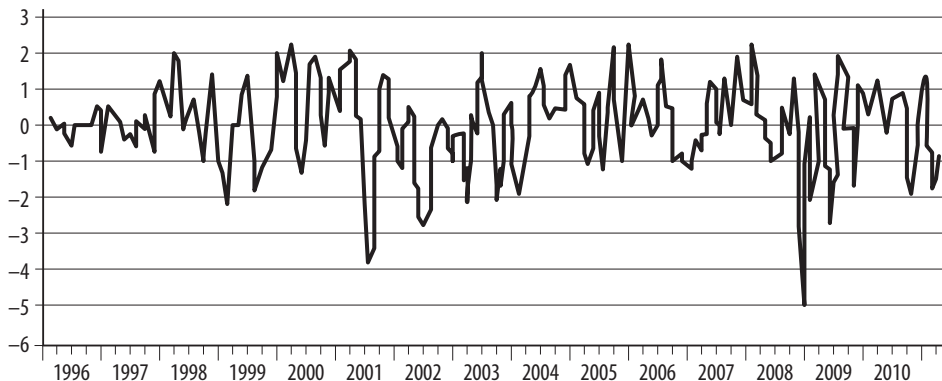
Forrás: KSH és Główny Urząd Statystyczny (lengyel statisztikai hivatal).

5.13. ÁBRA ■ Forint/zloty árfolyam



Forrás: MNB.

5.14. ÁBRA ■ Forint/zloty árfolyamváltozás



Forrás: Saját számítások.

Több egységgyökpróbát is használtunk a változók idősor-tulajdonságának vizsgálatára. A magyar és lengyel fogyasztói tejárak logaritmus $I(1)$, míg dXR küszöbváltozó stacionáriusnak bizonyult. Az 5.35. és 5.36. táblázatokban az árfolyam első differenciájának két módszerrel végzett egységgyökpróbáját mutatjuk be.

5.35. TÁBLÁZAT ■ Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) egységgyökpróbák a dXR változóra (nullhipotézis: stacionárius változó)

	Statisztikák
KPSS-próbastatisztika	0,058115
Aszimptotikus kritikus érték	
1 százalék	0,739000
5 százalék	0,463000
10 százalék	0,347000

5.36. TÁBLÁZAT ■ Elliott–Rothenberg–Stock-féle DF–GLS egységgyökpróbák a dXR változóra [nullhipotézis: $I(1)$ változó]

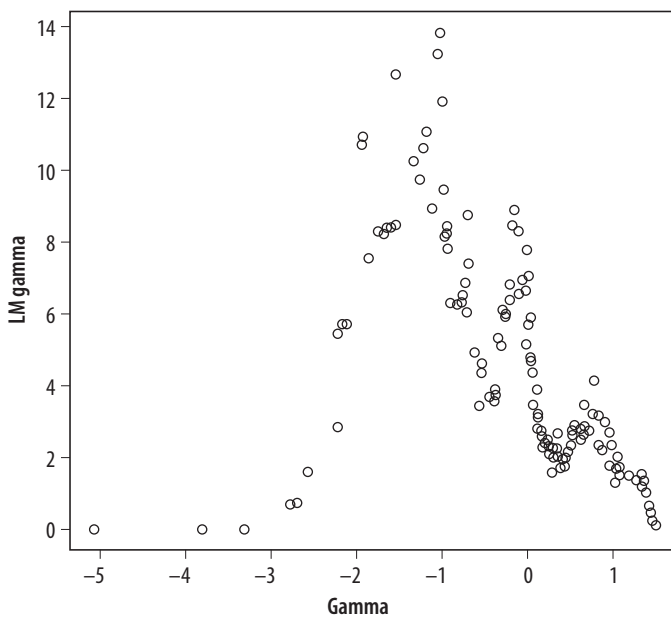
	Statisztikák
DF–GLS-próbastatisztika	–8,781866
Kritikus érték	
1 százalékos	–2,577801
5 százalékos	–1,942594
10 százalékos	–1,615534

Eredmények

Mind a *Johansen* [1998]-féle, mind az *Engle–Granger* [1987]-féle lineáris kointegrációs eljárások, de az esetleges strukturális töréseket is figyelembe vevő *Johansen és szerzőtársai* [2000] és *Gregory–Hansen* [1996]-módszerek is arra a következtetésre jutottak, hogy a magyar és lengyel fogyasztói tejárak nem kointegráltak, vagyis közöttük nem modellezhető hosszú távú kapcsolat. Ezért a *Gonzalo–Pitarakis* [2006]-féle eljárást alkalmaztuk, egy felhasználó által, *R* programnyelvben írt kód segítségével.²⁴ A dXR küszöbváltozó alapján kiszámolt LM gamma statisztikákat, valamint a hozzájuk tartozó küszöbértéket az 5.15. ábra mutatja. A grafikonon tisztán kirajzolódik egy maximumérték (esetenként helyi maximumértékek is megfigyelhetők az eljárás során) a teljes periódusra. A maximumértéknek megfelelő tesztstatisztika értéke 13,885, ami 1 százalékos szignifikanciaszintet jelent, ezért elutasíthatjuk a lineáris kointegráció

²⁴ A programkódért köszönettel tartozunk Linde Götznek (hallei IAMO).

5.15. ÁBRA ■ Magyar tejárak a lengyel tejárak függvényében – LM gamma statisztikák és küszöbváltozó (a forint/zloty árfolyam változása)



nullhipotézisét a küszöbkointegráció alternatívhipotézis javára. A maximumértéknek megfelelő küszöbérték pedig 1,03 vagyis ekkora az árfolyam-különbség két egymást követő hónapban.

A küszöbérték alapján, két struktúrát definiálhatunk, egy kisebbet, 28 megfigyelt esettel, valamint egy nagyobbat, 155 megfigyelt esettel. Az 5.37. táblázat a rezsimfüggő árkapcsolatokat, valamint az együtthatókhoz rendelt t -értékeket mutatja. Az első rezsimet „kisebb” struktúrának, míg a másodikat a becsült, 1-hez közeli becsült rugalmasság miatt „egyár-törvény” rezsimnek nevezzük.

5.37. TÁBLÁZAT ■ Rezsimumfüggő kointegrációs együtthatók

„Kisebb” rezsim (28 megfigyelés)	„Egyár-törvény” rezsim (155 megfigyelés)	
β_0	0,21906 (2,167)	0,42169 (10,14)
β_1	0,68680 (7,064)	0,95968 (25,24)
Korrigált R_2	0,65	0,80

Megjegyzés: t -értékek zárójelben.

A rezsimen belül, megerősítésképpen elvégzett kointegrációs próbák már nem utasítják el a rezsimenkénti egyvektor-hipotézist. A továbbiakban olyan rezsimfüggő VECM-modelleket specifikálunk, amelyek mind a hosszú, mind a rövid távú dinamikát leírják. A „kisebb” rezsimre ($dXR < 1,03$) specifikált modellt az 5.38., míg az „egyár-törvény” rezsimnek ($dXR \geq 1,03$) megfelelőt az 5.39. táblázatban mutatjuk be. A táblázatok felső részében a hosszú távú koefficienseket, majd a hibakorrekciós koefficienseket (ez nemcsak a korrekció sebességére, hanem az okság irányára is utal), végül pedig a rövid távú paramétereket (késlettelést információs kritériumokkal határozzuk meg) közöljük.

5.38. TÁBLÁZAT ■ VECM-modell a „kisebb” rezsimre ($dXR < 1,03$)

Kointegrációs vektor		
RPH_{t-1}	1,000	
RPP_{t-1}	-1,802 (-5,230)	
<i>Konstans</i>	-0,243 (-1,758)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔRPH	ΔRPP
Hibakorrekció (α)	-0,0143 (-2,028)	0,028 (6,592)
ΔRPH_{t-1}	0,167 (1,110)	-0,105 (-1,151)
ΔRPH_{t-2}	-0,085 (-0,517)	0,045 (0,461)
ΔRPP_{t-1}	0,642 (2,572)	0,573 (3,794)
ΔRPP_{t-2}	0,377 (1,449)	0,383 (2,428)
R^2	0,596	0,674
Korrigált R^2	0,534	0,624

Megjegyzés: t -értékek zárójelben.

A χ^2 statisztikát használjuk annak tesztelésére, hogy igaz-e az egyár-törvény ebben a „kisebb” struktúrában (vagyis $\beta_1 = -1$), a nullhipotézist azonban elutasítjuk ($p = 0,00$).

5.39. TÁBLÁZAT ■ VECM-modell az „egyár-törvény” rezsimre ($dXR \geq 1,03$)

Kointegrációs vektor		
RPH_{t-1}	1,000	
RPP_{t-1}	-0,917 (-2,699)	
C	-0,076 (-0,604)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔRPH	ΔRPP
Hibakorrekció (α)	0,0007 (0,105)	0,015 (4,293)
ΔRPH_{t-1}	0,144 (1,496)	0,031 (0,607)
ΔRPP_{t-1}	0,506 (3,537)	0,370 (4,756)
R^2	0,155	0,204
Korrigált R^2	0,144	0,193

Megjegyzés: t-értékek zárójelben.

Az előbbiekhöz hasonlóan, az árrugalmasság -1 -hez közeli érték, χ^2 statisztikát alkalmazunk a korlátozás próbájára. A teszt szignifikanciaszintje $p = 0,84$ lett, vagyis az egyár-törvény nullhipotézise e rendszer esetében nem utasítható el, így 1 százalékos lengyel áremelkedés a magyar fogyasztói tej árának ugyanekkora emelkedését okozza.

A kutatás folytatható, kereskedelmi mennyiség- (vagy érték-) adatok bevonásával, ami lehetőséget teremtene a modell közgazdasági tartalommal való felruházására, célunk itt most azonban elsősorban egy új módszer ismertetése, valamint az általában empirikusan nem megfigyelhető egyár-törvény hipotézisének tesztelése egy exogén stacionárius változó által meghatározott küszöb segítségével.

6. Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása

Ebben a fejezetben magyar tejtermékek kiskereskedelmi árazásával foglalkozó kutatásunk eredményeit ismertetjük.

Kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatának vizsgálata Magyarországon – tejtermékek példája

A periodikus árcsökkenések a különböző árleszállítási akciók jól ismert jelenségei a kiskereskedelmi láncok világának. Ezek az akciók viszonylag szabályos időközönként fordulnak elő, ami arra utal, hogy nem teljesen véletlenszerű változásokról van szó, ezért nem vezethetők vissza csupán a keresletben vagy a készletekben végbemenő sokkokra. Az elmúlt években a periodikus árcsökkenések gyakorisága megnövekedett, ami azt sejteti, hogy a különböző árleszállítási akciók egyre fontosabbakká váltak a kereskedők és a fogyasztók számára. Az elmúlt évtizedekben számos, egymással versengő elméletet dolgoztak ki az árleszállítási akciók és az árszóródás magyarázatára (például *Salop–Stiglitz* [1982], *Varian* [1980], *Sobel* [1984]; *Pesendorfer* [2002]).

A legújabb tanulmányok eredményei azt sugallják, hogy a kiskereskedelmi árak változásainak jelentős része visszavezethető az árak időleges csökkentéseire (például *Hosken–Reiffen* [2004a], *Li és szerzőtársai* [2005]). A jelenség növekvő fontossága ellenére csak néhány empirikus tanulmány született eddig a leértékelésekről, illetve a kiskereskedelmi árakra gyakorolt hatásáról – különösen az élelmiszerek esetében (például *Berck és szerzőtársai* [2008], *Chevalier és szerzőtársai* [2003], *MacDonald* [2000], *Pesendorfer* [2002]). Az átmeneti országok esetében pedig egyáltalán nem készült.

Ezen alfejezet elsődleges célja a kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatának vizsgálata Magyarországon a tejtermékek példáján keresztül. Másodlagos cél: az árleszállítások jelenségére kidolgozott alternatív elméleti előrejelzések empirikus tesztelése.

A nemzetközi irodalom áttekintése

A nemzetközi irodalom áttekintését az árleszállítási vagy leértékelési akciók elméleti magyarázataival kezdjük, majd az empirikus tanulmányok eredményeinek ismertetésével folytatjuk.

ÁRLESZÁLLÍTÁS-ELMÉLETEK ■ A leértékelés elméleti irodalmának egyik ága időbeli árdiszkriminációként modellezi azt a jelenséget, amely a fogyasztók eltérő preferenciáin és az árakkal kapcsolatos tökéletlen információkon alapul (Salop [1977], Salop–Stiglitz [1982]). Az idevágó tanulmányok azt hangsúlyozzák, hogy a vállalatok azért alkalmaznak árdiszkriminációt, mert a fogyasztók bizonyos csoportjai hajlandók nagy mennyiségben vásárolni, amikor az árak alacsonyok, majd a termékeket otthon tárolni (Conlisk és szerzőtársai [1984], Pesendorfer [2002], Sobel [1984]).

Az irodalom másik ága szerint a vállalatok kevert stratégiát követnek az árak meghatározásakor (Shilony [1977], Varian [1980], Lal [1990], Lal–Villas-Boas [1998]). A legtöbb modell ebben az ágban azt feltételezi, hogy legalább kétféle vagy többféle fogyasztó létezik, változó keresési költséggel. Például a jól informált fogyasztók keresési költsége nulla, míg a többi fogyasztónak jelentős keresési költsége van. A különböző elméletekből számos tesztelhető hipotézis származtatható, ezekből kettőt emelünk ki, amelyet az empirikus vizsgálat során részletesebben is megvizsgálunk.

■ 1. hipotézis. A leértékelési akciók meghatározott áreloszlást alakítanak ki a piacon.

- a) Az árak eloszlása folytonos (nagy valószínűséggel harang alakú). Shilony [1977] és Varian [1980] egy statikus modellt mutat be, amelyben az eladónak kevert stratégiája van. Ebben a modellben a leértékelést az magyarázza, hogy a fogyasztók az informáltság tekintetében különböznek egymástól, a kereskedők azokért a fogyasztókért versengenek, akik csak alacsony áron hajlandók vásárolni. Az oligopolista kereskedők homogén terméket értékesítenek kevert stratégiát alkalmazva, amelyben az alacsony árakat úgy állapítják meg, hogy azok időnként az olyan fogyasztókat vonzzák, akik csak alacsony áron hajlandók vásárolni. Ha a játékot függetlenül megismétljük sok perióduson át, akkor a kevert stratégia egy explicit áringadozáshoz vezet, amelynek folytonos valószínűségi eloszlása van. A vállalatok riválisaikkal versenyezve inkább csökkentik az árak, mint hogy árdiszkriminációs stratégiát követessenek. Mivel a fogyasztók nem különböznek egymástól abban a tekintetben, hogy mennyit hajlandók várni, illetve hogyan értékelik a terméket, ezért az árváltozások nem diszkriminálnak a fogyasztók között. Az árcsökkentések véletlen módon fordulnak elő, ezért nem valószínű, hogy a vállalatok azonos időben csökkentik az árakat, emiatt az árak nem korrelálnak, és nem jelezhetők előre (Villas-Boas [1995]).
- b) Az áraknak egyenletes eloszlása van egy sűrűsödési ponttal a legmagasabb ár körül. Conlisk és szerzőtársai [1984] szerint az árcsökkentés a tartós termékek esetében az árdiszkrimináció egyik eszköze lehet olyan fogyasztókkal szemben, akik türelmetlenebbek és keresletük árrugalmatlan. A szerzők monopóliummodelljükben ciklikus árstratégiát modelleznek. A periodikus leértékelés azokat a fogyasztókat célozza meg, akiknek relatíve alacsony a rezervációs árak. Stokey [1979], [1981] például arra a kérdésre keresi a választ, miért csökkennek az árak időnként, azaz

mi igazolja a tartós jószágok intertemporális árdiszkriminációját. Ezek a modellek azonban nem magyarázzák meg az időszakos leértékelések jelenségét.

Sobel [1984] kibővíti *Conlisk és szerzőtársai* [1984] modelljét fix számú eladóval, akik homogén termékeket gyártanak. A fogyasztók különböznek egymástól a homogén termékek iránti preferenciáikban, továbbá minden periódusban belépnek a piacra, és miután vásároltak kilépnek a piacról. Az eladók változtatják az árakat, az időszak nagy részében magas árakat állapítanak meg, majd alkalomszerűen csökkentik azokat, hogy eladjanak a fogyasztók alacsony rezervációs árú, relatíve nagy csoportjának. A modell döntő feltevése, hogy a fogyasztóknak különbözők az időpreferenciáik, amelyek korrelálnak a preferenciák intenzitásával. A modell másik érdekes tulajdonsága, hogy mindegyik üzlet ugyanabban az időben és ugyanarra a szintre csökkenti az árakat. A vállalatok kezdetben magas árat állapítanak meg, és mindegyik vállalat a magas készletezésű („lojális”) fogyasztónak ad el. Az idő múlásával, amikor már nagyszámú alacsony szállítási költségű fogyasztó lépne be a piacra, jövedelmező lesz az árakat csökkenteni, hogy ezekért a fogyasztókért versenyezzenek. A vállalatok ezt követően ismét emelik az árat, és egy új ciklus kezdődik.

Pesendorfer [2002] modelljében a fogyasztók egy csoportja minden periódusban fogyaszt egységnyi jószágot, és nem tárolja azt a terméket, míg a más fogyasztók készleteznek, és akkor fogyasztanak, amikor az árak magasak. A készletező fogyasztók csak akkor vásárolják a terméket, amikor annak ára egy meghatározott küszöb alá esik.

- c) *Az áreloszlásnak a nemzeti márkáknál két vagy több, míg a saját márkáknál csak egy sűrűsödési pontja van.* Az árdiszkrimináció legtöbb modellje olyan piacokat vizsgál, ahol a termékek relatíve homogének. *Salop* [1977] kimutatja, hogy a feldolgozók különböző árat állapítanak meg a relatíve differenciálatlan termékek esetében, amelyet különböző márkaneven hoznak forgalomba. A jól informált fogyasztók, akik tudják, hogy a termékek azonosak, az olcsóbb márkát választják, míg a kevésbé informált fogyasztók a drágább márkát vásárolják meg. Noha a modell statikus, *Salop* megjegyzi, hogy a feldolgozók az alacsony árak helyének időbeli változtatásával dinamikusan is megvalósítható stratégiát követhetnek. *Salop–Stiglitz* [1982] kétperiódusos modellt alkalmaz, amely a készletezést is megengedi. A modell eredményei szerint az üzletek arra használhatják a nem meghirdetett leértékeléseket, hogy a nyilvánvalóan homogén fogyasztókat a jövőbeli fogyasztásuk megvásárlására ösztönözzék. Vannak fogyasztók, akik az alacsony áron árusító üzletekben extramennyiséget vásárolnak, hogy azt tárolják jövőbeli fogyasztásra, míg a magas áron árusító üzletekben vásárlók csak a közvetlen szükségleteiket elégítik ki. Ezért az üzletek sikeresen alkalmazhatják az árdiszkriminációt a nem meghirdetett leértékelésekkel. Azonos vállalatokat és fogyasztókat feltételezve, két különböző ár melletti egyensúlyt figyelhetünk meg: az alacsony áron árusító üzletek több forgalmat, míg a magas áron árusító üzletek alacsonyabb forgalmat bonyolítanak, de mindkét üzletnek azonos a profitja.

■ 2. hipotézis. Az árak időbeli eloszlása különböző a tartós és a romlandó termékek esetében.

Ha a feldolgozók határozzák meg az árleszállítási akciókat, és az árérzékeny fogyasztók kötődnek az egyes márkákhoz, akkor a feldolgozók a periodikus, de ritka árleszállításokkal kiszoríthatják ezeket a fogyasztókat a piacról, tartós termékek vásárlására ösztönözve őket. Az ilyen stratégia azonban nem megfelelő az olyan fogyasztók számára, akik nem tudják tárolni a termékeket. *Varian* [1980] modelljében a nem tárolható homogén termékek árleszállítása ideje véletlenszerűen alakul. *Sobel* [1984] és *Pesendorfer* [2002] tartósjóság-elméletei szerint az árak változása előre jelezhető, az árak egyeletesen csökkennek, majd hirtelen ugrással emelkednek, és a ciklus kezdődik előlről. *Pesendorfer* [2002] másik modelljében a tartós jóságok esetében az utolsó akciótól eltelt idő növekedésével nő az árleszállítás valószínűsége.

AZ ÁRLESZÁLLÍTÁSI AKCIÓK ELMÉLETEINEK EMPIRIKUS VIZSGÁLATA ■ *Pesendorfer* [2002] Missouri állam ketchuppiacán elemezte az 1986 és 1988 közötti árleszállítási akciókat. Eredményei elutasították a leértékelések *Varian*-típusú modelljének magyarázatát. Az alacsony árak iránti kereslet alapvetően a múltbéli áráktól függ, amely a keresletben meglévő intertemporális hatásokra utal. Az alacsony rezervációs árú fogyasztók megvárják a leértékelést, ezért ezek a fogyasztók az utolsó leértékelést követően inkább a készleteiket fogyasztják el. A hűsleges fogyasztók fontosak a leértékelések időpontjának meghatározásában. A leértékelés időpontjának valószínűsége növekszik a készletek csökkenésének arányában. Továbbá, a kiskereskedők közötti verseny akkumulálja a vásárlók számát, és *Sobel* [1984] modelljének megfelelően befolyásolja az árleszállítás időpontjának meghatározását.

Hosken–Reiffen [2004a] a kiskereskedelmi árak változékonyságát vizsgálta meg az Egyesült Államokban 20 termék esetében 1988 és 1997 között. A tanulmány szerint a legtöbb jószágnak van egy „normális” vagy „szabályos” ára, és a megfigyelt árak nagy valószínűséggel ezen ár körül alakulnak a vizsgált időszakban. Ez arra utal, hogy elutasíthatjuk *Varian* modelljének előrejelzését, miszerint nincs az áreloszlásnak egy sűrűsödési pontja. Az áreloszlás másik fontos jellemzője, ha az árak nem a móduszbán vannak, akkor nagy valószínűséggel az alatt találhatók. Mivel a tárolható és nem tárolható termékek áreloszlása egyaránt lefelé aszimmetrikus, ezért a számítások *Pesendorfer* modelljének előrejelzését csak a nem tárolható termékek esetében igazolják. Végezetül, a becslések megerősítik, hogy a leértékelések fontos szerepet játszanak az árak változékonyságában.

Berck és szerzőtársai [2008] az Egyesült Államok narancslépiacán vizsgálják meg a leértékelés modelljeinek egymásnak ellentmondó előrejelzéseit különböző idősor-elemzési módszereket alkalmazva az 1998 és 1999 közötti időszakra. A tanulmány fő állítása, hogy egyik elmélet sem írja le tökéletesen a leértékelések szerkezetét és az árak eloszlását. A közhiatedelmekkel ellentétben a szerzők úgy találták, hogy a nemzeti márkákat kevésbé értékelik le, mint a kiskereskedelmi láncok saját márkáit. Az elméleti előrejelzésekkel szemben az árakat inkább a kiskereskedelmi láncok, nem pedig a fel-

dolgozók határozzák meg. Az árak eloszlása változó az egyes termékek között, ezért egyik elmélet sem írja le kielégítően. Pesendorfer modelljének előrejelzésével szemben a leértékelések időpontjának meghatározását nem befolyásolta az utolsó leértékelés óta eltelt idő, azaz a leértékelések időbelisége nem mutatott határozott struktúrát. *Berck és szerzőtársai* [2008] eredményei szerint nincs szignifikáns különbség a leértékelésekben aszerint, hogy egy termék tartós vagy romlandó. A Granger-okzági elemzés szerint sokkal valószínűbb, hogy a nemzeti márkák leértékelése befolyásolja a saját márkák árleszállítását, mint fordítva.

Az empirikus tanulmányok másik csoportja a kiskereskedelmi árak dinamikáját vizsgálja, és ezen belül azt, hogy miért csökkennek az árak, amikor megnövekszik vagy csúcson van a szezonális kereslet. *Levy és szerzőtársai* [1997] a kiskereskedelmi árak 1991 és 1992 közötti alakulását vizsgálta több különböző láncban, valamint a nagykereskedelmi árat e láncok egyikében. Eredményeik szerint a kiskereskedelmi árak két és félszer gyakrabban változtak, mint a nagykereskedelmi árak, ami arra utal, hogy a kiskereskedelmi árak változása egyben a kiskereskedelmi árrés változásával is együtt jár.

MacDonald [2000] az élelmiszerárak 1987 és 1994 közötti dinamikáját elemezte az Egyesült Államokban. Úgy találta, hogy a termékek árai alacsonyabbak azokban a periódusokban, amikor a szezonális kereslet megugrik. Az árcsökkenések ugyanakkor nem kapcsolódnak az inputárak csökkenéséhez. Valójában az inputárak növekednek, amikor csúcs van a szezonális keresletben, azaz az árrés csökken ebben az időszakban. Az árcsökkenések erősen kapcsolódnak a piac koncentrációjához. Az árcsökkenések nagyobbak ott, ahol sok vállalat versenyez egymással, mint ahol csak néhány cég működik a piacon.

Chevalier és szerzőtársai [2003] további tényeket szolgáltatottak a termékárak ciklusokkal ellentétes mozgására. A szerzők az Egyesült Államok egyik kiskereskedelmi láncánál egyaránt megvizsgálták a kis- és nagykereskedelmi árak 10 éves időszakon keresztüli alakulását. MacDonaldhoz hasonlóan úgy találták, hogy az árak akkor voltak a legalacsonyabbak, amikor a szezonális kereslet a csúcson volt. Mivel adataik a kis- és nagykereskedelmi szintre egyaránt rendelkezésre álltak, meg tudták határozni, hogy a kiskereskedelmi árakban történt csökkenések túlnyomórészt a kiskereskedelmi árrés csökkenéséhez kapcsolódott, nem pedig a nagykereskedelmi árak változásához. *Hosken–Reiffen* [2004a] egy másik tanulmányukban igyekezett magyarázatot adni arra a jelenségre, hogy a legnépszerűbb termékek nagyobb valószínűséggel vesznek részt árleszállítási akciókban. A szerzők elméleti modelljének fontos következménye, hogy egy jószág nagyobb valószínűséggel vesz részt egy leértékelésben, amikor az adott jószág iránti kereslet szezonálisan a csúcson van (például a tojás vagy a sonka húsvétkor). Empirikus eredményeik szerint egy jószág árát nagyobb valószínűséggel értékeli le akkor, amikor a jószág iránti kereslet a legnagyobb. Továbbá, pozitív kapcsolat van a termék leértékelésben való részvétele és a termék piaci részesedése között. A szerzők jelentős heterogenitást találtak a termékek az adott kategóriában, illetve az egyes kategóriák közötti leértékelésben való részvétele között.

Felhasznált adatok

A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése során az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) adatbázisát használjuk. Ebben nyolc kiskereskedelmi lánc (Auchan, CBA, Coop, Cora, Interspar, Metro, Plus, Tesco) szerepel és 13 terméket tartalmaz: 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztőrözött, 1 literes polytej (zacskós tej); 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztőrözött, 1 literes, dobozos tej; 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztőrözött, 1 literes, dobozos tartós tej; 80 százalékos zsírtartalmú 100 grammos vaj; 250 grammos natúr vajkrém; 250 grammos félzsíros tehéntúró; 175 grammos 20 százalékos zsírtartalomú tejföl; 175 grammos natúr joghurt; 175 grammos gyümölcsös joghurt; 175 grammos kefir; 1 kilogrammos Pannónia sajt; 1 kilogrammos normál trappista sajt; 200 grammos ömlesztett sajt.

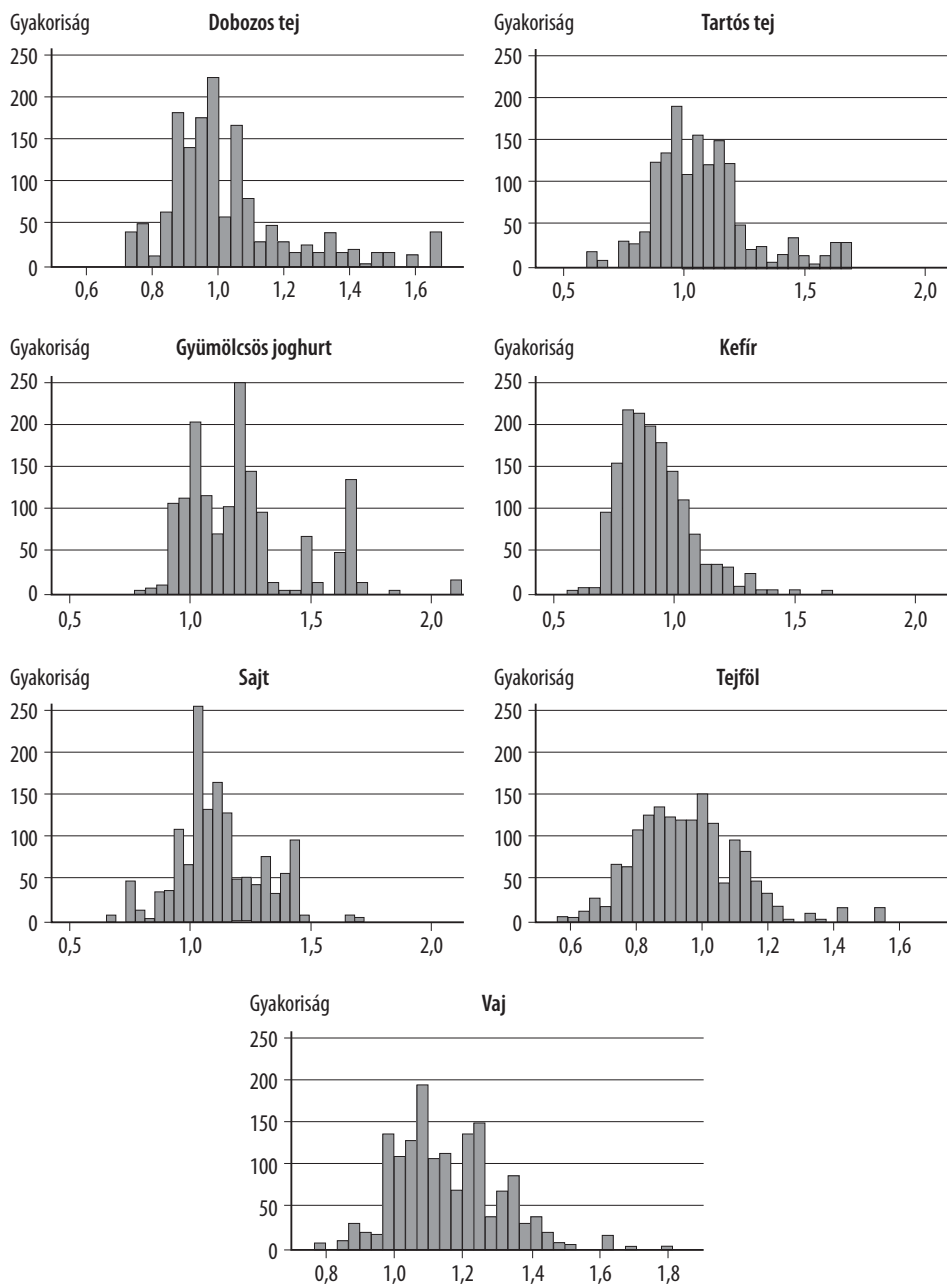
Az adatbázis azonban nem bizonyult teljesnek, ezért azokat a termékeket kihagytuk a mintából, ahol a megfigyeléseknek több mint 10 százaléka hiányzott kiskereskedelmi lánconként. A végső minta ezért hét tejterméket tartalmaz: 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztőrözött, 1 literes, dobozos tej; 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztőrözött, 1 literes, dobozos tartós tej; 80 százalékos zsírtartalmú 100 grammos vaj; 175 grammos 20 százalékos zsírtartalmú tejföl; 175 grammos gyümölcsös joghurt; 175 grammos kefir; 1 kilogrammos normál trappista sajt. A hiányzó adatokat lineáris interpolációval becsültük meg. Vizsgálatunk időtartama a 2005 1. hete és a 2008 36. hete közötti periódus, így a minta minden termék esetében 192 megfigyelést tartalmaz kiskereskedelmi lánconként. Az elemzés során az árváltozások értékelésére a *Hosken–Reiffen* [2004a] által kidolgozott módszertant alkalmazzuk.

A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése – leíró statisztikai elemzés

Először a tejtermékek kiskereskedelmi árának eloszlását vesszük szemügyre. A kiskereskedelmi árak első fontos tulajdonságát az adott termék „normál” árával jellemezhetjük. A nemzetközi irodalmat követve a tejtermékek „normál” kiskereskedelmi árát az árak vizsgált periódusbeli móduszával definiáljuk (például *Pesendorfer* [2002], *Hosken–Reiffen* [2004a], *Berck és szerzőtársai* [2008]). E mögött az az implicit feltevés áll, hogy minden terméknek van egy „normál” ára egy adott időszakban. Annak érdekében, hogy az árváltozásokat össze tudjuk hasonlítani termékeken belül és a termékek között, hasznos, ha az adott termékárakat elosztjuk az adott termékár valamilyen átlagos mérőszámával. A nemzetközi irodalom általában a móduszt használja erre a célra. Ezért a skálázott termékárát (P_{jt}) a következőképpen határozzuk meg:

$$P_{jt} = \frac{r_{jt}}{r_{j, \text{módusz}}}, \quad (6.1)$$

ahol r_{jt} a j -edik termék ára a t -edik időpontban, $r_{j, \text{módusz}}$ a termék árának a módusza a vizsgált időszakban. Az egyes tejtermékek módusszal skálázott – 2005 1. hete és a 2008 36. hete közötti – árának empirikus sűrűségfüggvényeit mutatják a 6.1. ábra hisztogramjai.

6.1. ÁBRA ■ A tejtermékek árainak sűrűségfüggvényei 2005 1. hete és a 2008 36. hete között

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Hosken–Reiffen [2004a] eredményei azt mutatják, hogy az árak skálázott sűrűségfüggvényei 1 körül ingadoznak, azaz a megfigyelések döntő többsége az egységnyi érték körül van.

A magyar tejtermékekre vonatkozó eredményeink csak részlegesen igazolják ezt a megfigyelést. Az árak hisztogramjainak másik jellemzője, hogy jelentős aszimmetriát figyelhetünk meg a módusz körül. Míg *Hosken–Reiffen* [2004a] számításai szerint az árak lefelé aszimmetrikusak, azaz a módusz alatti megfigyelések aránya meghaladja a módusz felettiekét, addig a vizsgált hét tejtermék közül csak két esetben (kefir és tejföl) figyelhetünk meg hasonló jelenséget. Számításaink harmadik fontos eredménye, hogy jelentős különbséget figyelhetünk meg az árak eloszlásában az egyes termékek között. Megjegyezzük, hogy az áreloszlásokban tapasztalható eltéréseket nem vezetnénk vissza a termék azon jellemzőjére, hogy a jószág tartós vagy romlandó.

Az árak eloszlásának aszimmetriáját formálisan is teszteltük oly módon, hogy összehasonlítottuk a megfigyelések arányát, amelyek a módusz alatt vagy fölött voltak egy bizonyos küszöbértéket meghaladva. Az empirikus irodalom egyik fontos hipotézise, hogy az áringadozások fontos összetevői a leértékelések, ezért azt várhatjuk, hogy az árak jobban eltérnek a módusztól lefelé, mint fölfelé. Ezért *Hosken–Reiffen* [2004a] tanulmányát követve, a leértékelés két „szintjét” teszteltük: az árak legalább 10 százalékkal, illetve legalább 20 százalékkal kisebbek volta a módusznál. Kiszámítottuk a különbséget a megfigyelések aránya között, amelyek az árak legalább 10, illetve 20 százalékos csökkenéséhez kapcsolódnak a móduszhoz viszonyítva az áraknak a móduszhoz képest legalább 10, illetve 20 százalékos növekedéséhez tartozó megfigyelésekhez. Eredményeinket a 6.1. táblázat mutatja. Számításaink megerősítik a grafikonokból levonható egyik következtetést. Az árak eloszlása csak a kefir és a tejföl esetében lefelé aszimmetrikus. A különbség mindkét küszöbérték (10 és 20 százalék) mellett szignifikáns. A többi termék esetében érdekes módon felfelé irányuló aszimmetria figyelhető meg. Ez alól csak a dobozos tej kivétel 10 százalékos küszöbérték mellett, ahol az ár eloszlása szimmetrikus.

6.1. TÁBLÁZAT ■ Az áreloszlás arányainak különbsége 10 százalékos és 20 százalékos küszöbérték mellett

Termék	10 százalékos küszöb			20 százalékos küszöb		
	módusz alatt (százalék)	módusz fölött (százalék)	Z-érték	módusz alatt (százalék)	módusz fölött (százalék)	Z-érték
Tartós tej	20,5	31,3	0,000	6,4	18,2	0,000
Dobozos tej	23,4	23,6	0,911	6,4	16,2	0,000
Gyümölcsös joghurt	1,1	62,1	0,000	0,1	45,5	0,000
Kefir	51,5	9,2	0,000	23,1	4,6	0,000
Tejföl	43,0	16,1	0,000	17,6	4,1	0,000
Trappista sajt	8,2	43,2	0,000	4,4	28,1	0,000
Vaj	8,5	38,8	0,000	1,2	15,5	0,000

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Az időleges árváltozások terjedelme

Az áreloszlás vizsgálatának másik lehetséges útja annak meghatározása, hogy vajon az árcsökkenések többsége „átmeneti” leértékelés-e (lásd például *Pesendorfer* [2002], *Hosken-Reiffen* [2004a], *Berck* és szerzőtársai [2008]). Ennek érdekében az árak idősorainak első differenciáját elemezzük. Pontosabban megvizsgáljuk, hogyan alakulnak az árváltozások a t -edik és $t + 1$ -edik hét között, amikor az árak a t -edik és a $t - 1$ -edik hét között csökkentek. Ha az árcsökkenés inkább átmeneti, mint tartós jelenség, akkor az árak a t -edik és a $t + 1$ -edik hét között emelkednek. Ellenkező esetben, ha az árak változása a t -edik és a $t + 1$ -edik hét között nulla vagy csökkenő, akkor ez arra utal, hogy az árváltozások a kiskereskedők költségeinek (és/vagy a feldolgozók költségeinek) tartós változását jelenthetik. A 6.2. táblázat azt mutatja, hogy az árak csökkenését milyen árváltozások követték az egyes tejtermékek esetében. Számításaink szerint az árak csökkenését nagyobb részben az árak emelkedése követte a termékek többségében, az árnövekedés aránya 68 és 71 százalék között mozgott. Másképpen fogalmazva, az árcsökkenések többsége átmeneti „leértékelésre” utal. Ez alól kivételt csak a dobozos és a tartós tej jelent, azonban ezeknél a termékeknél is ez az arány relatíve magas, 43–48 százalékos volt.

6.2. TÁBLÁZAT ■ Az árváltozások iránya az árcsökkenést követően

Termék	Az árcsökkenés után	
	árnövekedés van	nincs változás
	(a megfigyelések százalékában)	
Tartós tej	43,7	36,2
Dobozos tej	48,3	31,3
Gyümölcsös joghurt	68,3	6,5
Kefir	71,0	3,1
Tejföl	71,3	3,5
Trappista sajt	68,0	8,7
Vaj	70,8	5,9

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Ezek az eredmények a leértékelés jól használható definícióját sugallják. *Hosken-Reiffen* [2004a] cikkét követve, a következőképpen határozhatjuk meg a leértékelést. Megnézzük, hogy az árak legalább egy meghatározott arányú (10 vagy 20 százalékos) esését a t -edik és $t - 1$ -edik periódus között mikor követi az áraknak legalább hasonló mértékű emelkedése a t -edik és $t + 1$ -edik közötti időszakban. A 6.3. táblázat a „leértékelések” gyakoriságát mutatja – 10 és 20 százalékos küszöbérték mellett – az egyes tejtermékek esetében.

**6.3. TÁBLÁZAT ■ A leértékelések aránya a megfigyelések százalékában
10 és 20 százalékos küszöb mellett**

Termék	10 százalékos	20 százalékos
	küszöb esetén (százalék)	
Tartós tej	7,8	1,6
Dobozos tej	7,3	0,0
Gyümölcsös joghurt	13,0	6,8
Kefír	13,5	4,2
Tejföl	6,8	1,6
Trappista sajt	13,0	3,1
Vaj	13,0	4,2

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Az első szembeötlő eredmény, hogy jelentős különbségeket figyelhetünk meg az egyes termékek között: a leértékelések aránya a megfigyelések 7 és 14 százaléka között ingadozik 10 százalékos küszöbértéket alkalmazva. Ez az arány drasztikusan csökken, ha a küszöbértéket 20 százalékra emeljük. A termékeknek két csoportját különböztethetjük meg. Az elsőbe a gyümölcsös joghurt, a kefir, a trappista sajt és a vaj tartozik, ahol a leértékelések aránya relatíve magasabb, míg a másik csoportot a dobozos és tartós tej, illetve a tejföl alkotja, ahol a leértékelések aránya mintegy fele az előző csoporténak. Részben érvelhetünk úgy, hogy a különbségek visszavezethetők a termékek jellegére, nevezetesen azok feldolgozottságának fokára. Ez az összefüggés azonban korántsem egyértelmű.

A leértékelések jelentősége a kiskereskedelmi árak változékonyságában

Az előzőekben dokumentáltuk a kiskereskedelmi árváltozások néhány jellemzőjét. Eredményeink vegyesek, hiszen csak részben támasztották alá a korábbi empirikus vizsgálatok alapján megfogalmazott várakozásainkat, hogy a tejtermékeknek van egy „normális” ára, amelytől való eltérés túlnyomórészt lefelé történhet. Tovább elemezzük az árváltozások szerkezetét. Arra a kérdésre keressük a választ, hogy az árváltozások a kiskereskedelmi árrésben vagy a kiskereskedelem költségeiben bekövetkezett változásokra reagálnak. Ennek vizsgálatára *Hosken–Reiffen* [2004a] tanulmányát követve két módszert alkalmazunk.

A kiskereskedelmi árrésben végbement változások hatásának fontosságát úgy vizsgálhatjuk, hogy az árváltozékonyságot két összetevőre bontjuk: egyrészt amelyek a leértékelésekhez kapcsolódnak, másrészt amelyek más hatások eredményei (például a nagykereskedelmi árak változása). Mivel a termékek „normál” árát azok móduszával határoztuk meg, ezért a változékonyság mérése a módusz körüli szóródás elemzését alkalmazzuk. Az első mérőszám, amelyet kiszámítunk statisztikailag analóg az R^2 -hez.

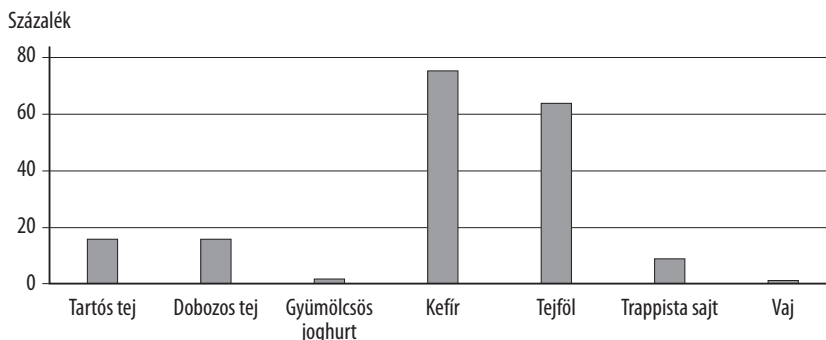
A (6.2) egyenlet azt a statisztikai mérőszámot írja le, amely lényegében a teljes árváltozását viszonyítja a módusához kapcsolódó leértékelésekhez:

$$\frac{\sum_{j,t} [(p_{ijt} - 1)^2 | p_{ijt}^l]}{\sum_{j,t} (p_{ijt} - 1)^2}, \quad (6.2)$$

ahol i alsó index a terméket, j az egyedi ársorozatot (amely az adott kiskereskedelmi lánchoz kapcsolódik) és a t az időt jelöli. Az l felső index azt jelöli, hogy az adott ár leértékeléshez tartozik.

A 6.2. ábra azt mutatja, hogy az árak változékonyságát az egyes tejtermékek esetében hány százalékban magyarázzák meg a leértékelések (10 százalékos küszöbértéket alkalmazva). Hasonlóan a korábbi eredményeinkhez, jelentős eltéréseket figyelhetünk meg az egyes termékek között. A leértékelések hatása a gyümölcsös joghurt és a vaj esetében elhanyagolható, míg a kefirnél és a tejfölnél meghaladja a 60 százalékot. Ilyen nagyarányú különbség a termékek között különösen figyelemre méltó, amikor a leértékelések aránya csak alacsony hányadát teszi ki az összes megfigyelésnek (6–13 százalék).

6.2. ÁBRA ■ A leértékeléshez kapcsolódó árak móduszának százalékos változása



Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

A nagykereskedelmi árak változásának hatását a kiskereskedelmi árak változékonyságára a következő módon vizsgáljuk. Egy egyszerű regressziós becslés segítségével próbáljuk meghatározni az országos sokkok hatását az egyes periódusokban a kiskereskedelmi árak változékonyságára. Ennek megfelelően minden egyes i -edik termékre minden egyes j -edik kiskereskedelmi lánchoz tartozó ársorozatra következő modellt becsüljük.

$$p_{ijt} = \sum_{t=1}^{192} \beta_{it} \times (\text{hét}_t) + \varepsilon_{ijt}, \quad (6.3)$$

ahol p_{ijt} az adott kiskereskedelmi lánchoz tartozó tejtermék árát mutatja a t -edik időpontban, amelyet lineáris regresszióval becsülünk minden egyes héthez tartozó két-

értékű (*dummy*) változó bevonásával. Az egyes hónapok koefficiensei (β_{it}) a skálázott kiskereskedelmi árak átlagos szintjét mutatják a kiskereskedelmi láncok között a t -edik héten. A regressziós modell logikája a következő. A nagykereskedelmi árak legtöbb változása mögött nagy valószínűséggel valamilyen országos hatás húzódik meg, ami a termékek túlnyomó részére hasonló hatást gyakorolnak. Például költséghatások az egyik inputon, amelyet felhasználnak az adott termékcsoporthoz előállításához. Ezért a héthez tartozó kétértékű változójának koefficienseiben megfigyelhető hétről hétre történő változások reagálnak a kiskereskedelmi árváltozásokra, amelyek az országos szintű nagykereskedelmi árváltozásokra vezethetők vissza (például a kínálat eltolódása).

A 6.4. táblázat adott hétre vonatkozó kétértékű változók koefficienseinek leíró statisztikáját mutatja minden egyes tejtermékre. Számításaink igazolják várakozásainkat: a kevésbé feldolgozott termékek együtthatói mutatják a legnagyobb változékonyságot (legnagyobb szórást), például a dobozos és a tartós tej. A relatíve nagyobb szórásértékek arra utalnak, hogy a dobozos és a tartós tej esetében a nagykereskedelmi árakban megjelenő országos szintű sokkok viszonylag fontos szerepet játszanak a kiskereskedelmi árak változékonyságában. A hétre vonatkozó kétértékű változók együtthatói szignifikánsan alatta van 1-nek, amely ellentétes Hosken–Reiffen [2004a] eredményeivel, ahol az együtthatók közel állnak 1-hez. Az 1-től eltérő együtthatók arra utalnak, hogy az árak módusza és átlaga különbözik egymástól. Ha a módusz szisztematikusan nagyobb az átlagnál, mint esetünkben, akkor az együttható értéke kisebb 1-nél.

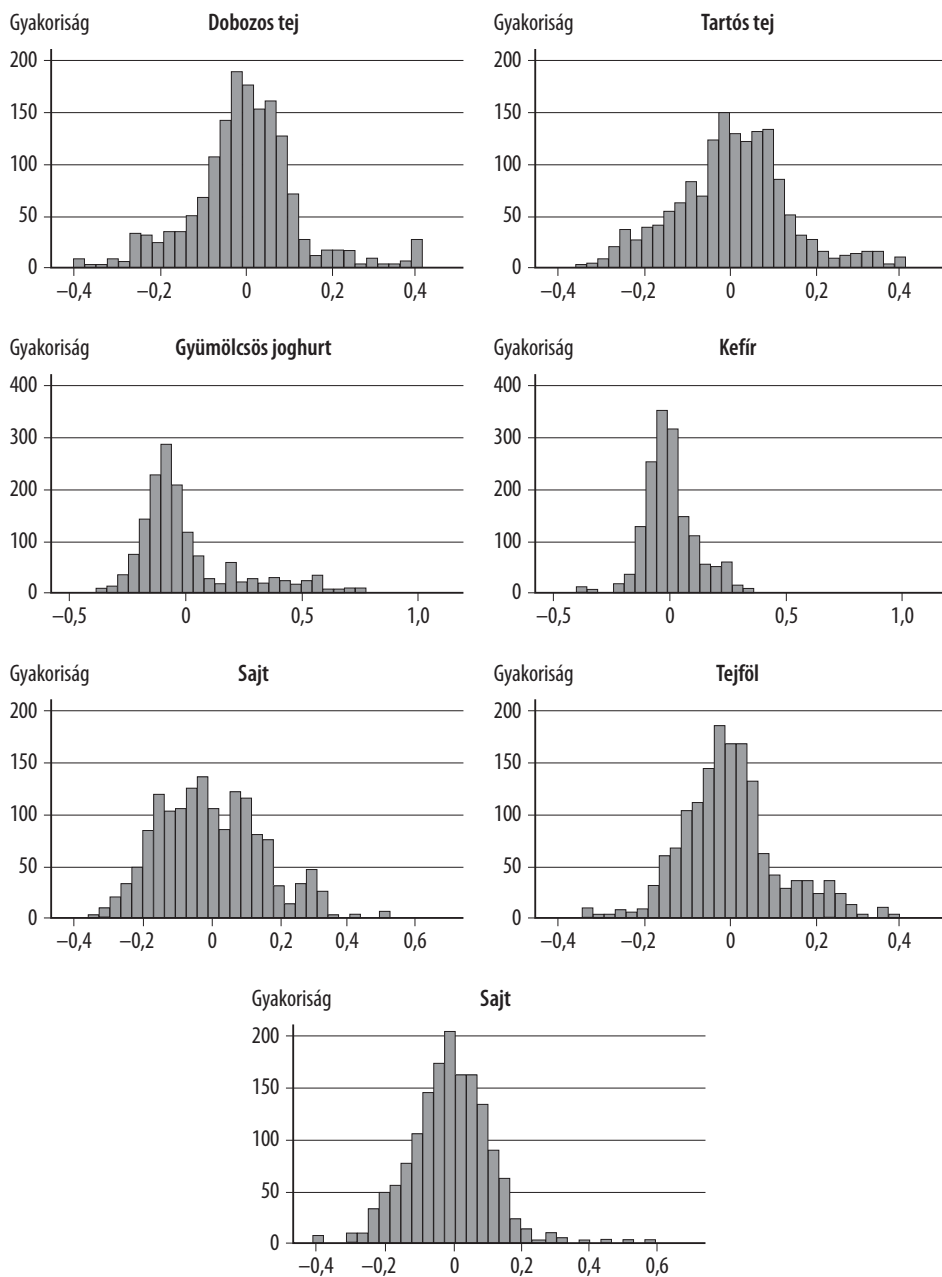
6.4. TÁBLÁZAT ■ A hétre vonatkozó kétértékű változók leíró statisztikája

Termék	Átlag	Szórás	Minimum	Maximum
Dobozos tej	0,187	0,159	−0,027	0,543
Tartós tej	0,153	0,176	−0,110	0,541
Gyümölcsös joghurt	0,101	0,110	−0,069	0,375
Kefir	0,101	0,093	−0,055	0,283
Tejföl	0,136	0,106	−0,065	0,394
Trappista sajt	−0,008	0,094	−0,200	0,214
Vaj	0,104	0,100	−0,077	0,317

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Mivel a kétértékű változók együtthatójának értelmezése, hogy az országos szintű nagykereskedelmi árösszetevőket leszámítja a kiskereskedelmi árak változékonyságából, ezért a regressziós modell reziduumaikat úgy értelmezhetjük, mint azon j -edik termékcsoporthoz tartozó kiskereskedelmi árának arányát az i -edik jószágnál t -edik héten (j -edik termékcsoporthoz tartozó móduszával skálázva), amely nem kapcsolódik a skálázott nagykereskedelmi árhoz az adott héten. A 6.3. ábra a reziduumok eloszlását mutatják az egyes termékeknél. Láthatjuk, hogy a termékek többségénél a reziduumok többsége a nulla érték körül van.

6.3. ÁBRA ■ A reziduuumok gyakorisági eloszlása termékenként



Forrás: Saját számítás az AKI adatbázis alapján

A leértékelések jelenlétének ellenőrzésére hasonló tesztet végzünk el, mint a skálázott árak aszimmetrikus eloszlásának elemzésekor. Mivel a regressziós modellt úgy konstruáltuk, hogy a reziduumok átlaga nulla, ezért ha a leértékelés fontos jelenség abban az értelemben, hogy szignifikánsan csökkenti rövid távon a kiskereskedelmi ár-rést, akkor a reziduumoknak aszimmetrikusnak kell lennie. Pontosabban, egy megfigyelésnek, amely a leértékeléshez kapcsolódik, nagy negatív reziduumának kell lennie, míg azoknak a megfigyeléseknek, amelyek a „normál” árhoz kapcsolódnak, kis pozitív értékű reziduumai vannak. Az egyes termékek ábrái csak részben támasztják alá ezt az előrejelzést. A hipotézis formális ellenőrzésére Z aránypártesztet végeztünk 10 és 20 százalékos küszöbértékek mellett (6.5. táblázat).

6.5. TÁBLÁZAT ■ A reziduumok eloszlásának arányának különbsége 10 százalék vagy 20 százalék küszöb mellett

Termék	10 százalékos küszöb			20 százalékos küszöb		
	negatív	pozitív	Z-érték	negatív	pozitív	Z-érték
	reziduum (százalék)			reziduum (százalék)		
Tartós tej	21,0	16,5	0,0041	7,0	5,9	0,2282
Dobozos tej	15,6	13,3	0,0875	6,2	5,3	0,2913
Gyümölcsös joghurt	41,5	21,5	0,0000	7,9	16,8	0,0000
Kefir	11,1	14,6	0,0067	1,8	5,9	0,0000
Tejföl	16,5	16,0	0,6870	2,2	7,7	0,0000
Trappista sajt	28,4	24,9	0,0590	7,0	9,4	0,0167
Vaj	17,4	17,2	0,8964	4,4	2,6	0,0090

Forrás: Saját számítás az AKI adatbázisa alapján.

Számításaink szerint a tartós és dobozos tej, a gyümölcsös joghurt és a trappista sajt esetében szignifikánsan nagyobb (10 százalékos szignifikanciaszinten) a negatív reziduumok aránya a pozitívakénál, 10 százalékos küszöbérték mellett. Ezzel ellentétes eredményt kaptunk a kefirnél, míg a vaj és a tejföl reziduumai szimmetrikus eloszlást mutatnak. A küszöbérték 20 százalékra emelése erőteljesen megváltoztatja az eredményeket. A dobozos és a tartós tej reziduumai szimmetrikussá válnak, a gyümölcsös joghurt és a kefir esetében a korábbiakhoz képest ellentétes eredményt (pozitív aszimmetria) kaptunk. Egyedül a vaj reziduumai mutatnak negatív aszimmetriát. Ezek az eredmények ellentétben állnak *Hosken-Reiffen* [2004a] becsléseivel, amelyek negatív aszimmetriát mutatnak 20 vizsgált termék túlnyomó részében.

A tejtermékek árdinamikájának értékelése

Korábban említettük, hogy a leértékelések elméleteinek különböző előrejelzései vannak az árak eloszlására vonatkozóan. A következőkben az áreloszlásokra vonatkozó eredményeinket értékeljük az elméleti előrejelzések fényében. A (skálázott) árak hisz-

togramjai arra utalnak, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük a kevert stratégia hipotézisét, amely miszerint az áraknak folytonosnak kell lennie sűrűsödési pont nélkül. Hasonlóan nem igazolták az eredmények azt a hipotézist, hogy az árak eloszlása egyenletes, kivéve legmagasabb árak körüli sűrűsödési pontot.

Számos termék esetében (gyümölcsös joghurt, tejföl, trappista, vaj) az eloszlások inkább bi- vagy több modális mintát követnek. Ez arra utalhat, hogy a leértékelések váltakoznak a szabályos árral. Ez a tény konzisztens azzal a hipotézissel, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítását (*Lal* [1990]).

A tartós és a dobozos tej esetében a leértékelések gyakorisága a küszöbértéktől függetlenül közel azonos, ezért nem különböztethetjük meg a romlandó és a tartós termékeket, ahogy azt *Sobel* [1984] vagy *Conlisk és szerzőtársai* [1984] modelljei alapján várhatnánk. Összefoglalva megállapíthatjuk, hogy egyik elmélet sem képes általánosan leírni a hazai tejtermékek áreloszlását.

Következtetések

Ebben az alfejezetben a kiskereskedelmi láncok árképzési gyakorlatát vizsgáltuk meg a tejtermékek példáján keresztül. Eredményeink szerint a termékek többségének van szabályos ára, amelytől többnyire felfelé térnek el. Az árak eloszlásában jelentős különbségeket találtunk az egyes termékek között. A leértékelések aránya elég alacsony a termékek többségénél, és kicsi a szerepük az árak ingadozásában. Az országos sokkok ugyanakkor jelentős szerepet játszanak az árak változékonyságában. Közvetlenül teszteltük a leértékelések jelenségét. Megvizsgáltuk, hogy az árcsökkenések mennyire tekinthetők átmeneti jelenségnek. Számításaink szerint az árcsökkenéseket nagyobb részt közvetlenül áremelkedések követik, amely alátámasztja a leárazás tényét.

Az empirikus elemzés egyúttal lehetőséget adott arra is, hogy a leértékelések elméleteinek különböző hipotéziseit teszteljük. Az áreloszlások vizsgálata azt sugallja, hogy mindegyik termék esetében elvethetjük mind *Varian* [1980], mind *Sobel és szerzőtársai* [1984] hipotézisét. Több termék esetében (gyümölcsös joghurt, tejföl, trappista, vaj) az eloszlások inkább bi- vagy multimodális mintát követnek, ami arra utalhat, hogy a leértékelések váltakoznak a szabályos árral. Ez a tény alátámasztja azt a hipotézist, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítási akcióit (*Lal* [1990]).

Továbbá, az eredmények inkább azt valószínűsítik, hogy nincs szignifikáns különbség a dobozos és a tartós tejek áreloszlása között. A tartós és a dobozos tej esetében a leértékelések gyakorisága közel azonos függetlenül a küszöbértéktől, ezért nem különböztethetjük meg a romlandó és a tartós termékeket, ahogy azt *Sobel* [1984] vagy *Conlisk és szerzőtársai* [1984] modelljei alapján várhatnánk. Összegezve, az árleszállítások létező modelljeinek előrejelzései konzisztensek a kiskereskedelmi árak eloszlásának néhány jellemzőjével, ugyanakkor egyik modell sem képes megmagyarázni a kiskereskedelmi árképzés minden fontos jellemzőjét a magyar tejtermékek esetében.

Árleszállítás elméletei és empirikus vizsgálata – a tej példája

Az előző alfejezetben számos egymással versengő elméletet vizsgáltunk az árleszállítási akciók és az árszóródás magyarázatára (például: *Salop–Stiglitz* [1982], *Varian* [1980], *Sobel* [1984], *Pesendorfer* [2002]). A legújabb tanulmányok eredményei azt sugallják, hogy a kiskereskedelmi árak változásainak jelentős része visszavezethető az árak időleges csökkentéseire (például: *Hosken–Reiffen* [2004a]; *Li és szerzőtársai*, 2005). A jelenség növekvő fontossága ellenére – különösen az élelmiszerek esetében – csak kevés empirikus tanulmány született eddig a leértékelésekről, illetve a kiskereskedelmi árakra gyakorolt hatásáról (például: *Berck és szerzőtársai* [2008], *Chevalier és szerzőtársai* [2003], *MacDonald* [2000], *Pesendorfer* [2002]). Az itt leírtak kiegészítik az előző alfejezet eredményeit, élve az idősor elemzés adta lehetőségekkel. Miután áttekintjük az idevonatkozó árleszállítási akciók vagy leértékelések elméleti magyarázatait, a dobozos és a tartós tej példáján ellenőrizzük az árleszállítás elméleteiből származtatható fontosabb hipotéziseket.

Az árleszállítás elméletei

- 1. hipotézis. Az árat a kiskereskedőkkel szemben inkább a feldolgozók állapítják meg.

Az árdiszkrimináció és a leértékelések játékelméleti modelljeinek többsége expliciten vagy impliciten azt feltételezi, hogy a feldolgozók határozzák meg, hogy mikor történik a leértékelés. Az elmúlt két évtizedben azonban a kiskereskedelmi láncok erős koncentrációja következtében egyre nyilvánvalóbbá vált a kiskereskedők piaci erőfölénye a feldolgozókkal szemben. *Villa-Boas* [2007] empirikus eredményei szerint a kiskereskedők sokkal nagyobb valószínűséggel határozzák meg az átlagos kiskereskedelmi árakat, mint a feldolgozók. *Lal* [1990] és *Pesendorfer* [2002] megjegyzik, hogy a feldolgozóknak gyenge a motivációjuk ahhoz, hogy leszállítási akciókat kezdeményezzenek a kiskereskedőknél, amit azok könnyen ignorálhatnak. Ezért arra számítunk, hogy a kiskereskedelmi láncok nagyobb valószínűséggel kezdeményeznek árleszállítást, mint a feldolgozók.

- 2. hipotézis: A leértékeléseknek meghatározott időrendje van a vállalatok között.

- a) A leértékelések véletlenszerűek az egyes vállalatok között (*Shilony* [1977], *Varian* [1980]).
- b) A leértékelés valószínűsége nő az utolsó leértékelés óta eltelt idő növekedésével (*Pesendorfer* [2002]).
- c) Az egyik vállalat (kiskereskedelmi lánc) leértékelésének időpontja befolyásolja a másik vállalat leértékelésének időpontját.
- d) A vállalatok szimultán módon csökkentik áraikat (*Sobel* [1984]).

Empirikus vizsgálatok

A tejtermékek kiskereskedelmi árának elemzése során is az Agrárgazdasági Kutató Intézet (AKI) az előző alfejezetben említett adatbázisát használjuk. Most csak két terméket vizsgálunk: a 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött, 1 literes, zacskós tejet és a 2,8 százalékos zsírtartalmú, pasztörözött, 1 literes, dobozos tejet nyolc nagy kiskereskedelmi láncnál: Auchan, CBA, Coop, Cora, Interspar, Metro, Plus, Tesco. Az időtartam is ugyanaz, mint az előző alfejezetben: a 2005 1. hete és a 2008 36. hete közötti periódus, így a minta mindkét termék esetében 192 megfigyelést tartalmaz kiskereskedelmi láncenként.

A HIPOTÉZISEK TESZTELÉSE

- *1. hipotézis. Az árat a kiskereskedőkkel szemben inkább a feldolgozók állapítják meg.*

Amennyiben lennének üzletláncok szerinti beszállítói/feldolgozói áradataink, akkor ezek korrelációs vizsgálata egyértelműen utalna arra, hogy vajon az árleszállításokat a feldolgozók vagy a kiskereskedők kezdeményezik-e. Mivel azonban nem rendelkezünk egyes üzletláncokra érvényes feldolgozói árakkal, kénytelenek vagyunk közvetett módon vizsgálni a hipotézist. Ha valóban a feldolgozók állapítják meg az árleszállítás idejét, akkor azt várjuk, hogy az árleszállítások az egyes boltokban, kiskereskedelmi láncokban egymástól függetlenül történnek. Ha viszont a kiskereskedelem határozza meg az árleszállítás idejét, ahogy ezt az újabb empirikus eredmények sugallják, akkor az árak az egyes láncok között egymással korrelálnak. Az üzletláncokban megfigyelt árak közötti kapcsolat szorosságát a korrelációs együtthatóval mérjük. A 6.6. és a 6.7. táblázatban a dobozostej-, illetve a tartóstej-árakra számolt koefficiensek találhatók.

Ahogy vártuk, az árak közötti kapcsolat minden esetben pozitív előjelű, szignifikáns, mértéke azonban különbözik. A dobozos tej esetében az együtthatók 0,48 (Interspar és Cora) és 0,98 (Plus és Coop) között szóródnak. Főleg a városközpontokban található, jellemzően kisebb alapterületű üzlethálózatok árai között szoros (90 százalék feletti) a kapcsolat: a Coop, Match, CBA, valamint a Plus között. A nagyobb alapterületű hiper- és supermarketek (Tesco, Auchan, Cora, Interspar) árai kevésbé szoros kapcsolatban állnak más hálózatok áraival. Bár az árleszállítási akciókat az összes vizsgált üzletlánc intenzíven reklámozza – elsősorban közvetlenül a lakossághoz eljuttatott újságok, szórólapokon keresztül –, úgy tűnik, ettől még nem csökken az üzletek közötti fizikai távolság szerepe az árfelfedezésben. A nagy alapterületű, a városközponttól, valamint egymástól távoli hipermarketek termékei esetében az alacsonyabb korrelációs együttható a magasabb árfelfedezési költségekkel magyarázható. Ezzel szemben a naponta útba ejtett, „sarki” élelmiszerboltok kénytelenek szorosabban követni egymás árait, hiszen az árfelfedezési költségek kisebbek a városközpontokban levő üzletek esetében.

6.6. TÁBLÁZAT ■ A dobozostej-árak korrelációja üzletlánconként

	Auchan	CBA	Cora	Coop	Interspar	Match	Plusz	Tesco
Auchan	1,000 –							
CBA	0,792 (0,000)	1,000 –						
Cora	0,793 (0,000)	0,792 (0,000)	1,000 –					
Coop	0,717 (0,000)	0,886 (0,000)	0,716 (0,000)	1,000 –				
Interspar	0,523 (0,000)	0,714 (0,000)	0,485 (0,000)	0,753 (0,000)	1,000 –			
Match	0,749 (0,000)	0,938 (0,000)	0,757 (0,000)	0,954 (0,000)	0,741 (0,000)	1,000 –		
Plusz	0,728 (0,000)	0,904 (0,000)	0,732 (0,000)	0,985 (0,000)	0,748 (0,000)	0,9660 (0,000)	1,000 –	
Tesco	0,784 (0,000)	0,778 (0,000)	0,756 (0,000)	0,708 (0,000)	0,515 (0,000)	0,712 (0,000)	0,710 (0,000)	1,000 –

Megjegyzés: p -érték zárójelben.

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

6.7. TÁBLÁZAT ■ A tartóstej-árak korrelációja üzletlánconként

	Auchan	CBA	Cora	Coop	Interspar	Match	Plusz	Tesco
Auchan	1,000 –							
CBA	0,720 (0,000)	1,000 –						
Cora	0,814 (0,000)	0,730 (0,000)	1,000 –					
Coop	0,696 (0,000)	0,844 (0,000)	0,764 (0,000)	1,000 –				
Interspar	0,674 (0,000)	0,713 (0,000)	0,762 (0,000)	0,809 (0,000)	1,000 –			
Match	0,705 (0,000)	0,848 (0,000)	0,732 (0,000)	0,944 (0,000)	0,762 (0,000)	1,000 –		
Plusz	0,651 (0,000)	0,820 (0,000)	0,742 (0,000)	0,969 (0,000)	0,807 (0,000)	0,949 (0,000)	1,000 –	
Tesco	0,850 (0,000)	0,765 (0,000)	0,812 (0,000)	0,739 (0,000)	0,727 (0,000)	0,728 (0,000)	0,701 (0,000)	1,000 –

Megjegyzés: p -érték zárójelben.

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

■ 2. hipotézis. A leértékeléseknek meghatározott időrendje van a vállalatok között

- a) A leértékelések véletlenszerűek az egyes vállalatok között (Shilony [1977], Varian [1980]). Előző elemzésünk az árak eloszlásáról erős kétségeket támaszt e hipotézissel kapcsolatban.
- b) A leértékelés valószínűsége nő az utolsó leértékelés óta eltelt idő növekedésével (Pesendorfer [2002]). Azaz a múltbéli leárazások határozzák meg a jelenben történő árleszállításokat. Annak érdekében, hogy meghatározzuk, hogyan befolyásolják a múltban történt leárazások a jelen árleszállítási akciót, probit elemzést végeztünk. A modellben a függő változó 1 értéket vesz fel, ha az adott termék az adott héten részt vesz árleszállítási akcióban, egyébként pedig 0. Fő magyarázó változónk a két árleszállítási akció között eltelt hetek száma. Megvizsgáltuk, hogy van-e a kiskereskedelmi láncnak specifikus hatása, ezért kontrollváltozóként bináris kiskereskedelmi lánc-változókat is alkalmaztunk a becslés során, azonban ezek egyike sem volt szignifikáns, és az eredményt sem változtatták meg. Ezért a bináris változók nélküli modell eredményeit mutatjuk be a 6.8. táblázatban. Számításaink szerint az idő múlásával egyre kevésbé valószínű, hogy az adott héten árleszállítás történik az adott kereskedelmi láncban. Ennek oka lehet, hogy az árleszállítások gyakorisága elég ritka (lásd a előző alfejezetet), ezért ha egy kiskereskedelmi lánc a múltban ritkán értékelt le tejet, akkor egyre kisebb a valószínűsége, hogy ezt megteszi a jelenben. Összefoglalva, eredményeink Berck és szerzőtársai [2008] becsléseihez hasonlíthatnak, és nem igazolják Pesendorfer [2002] előrejelzését.

6.8. TÁBLÁZAT ■ A leértékelések valószínűsége az idő múlásával (probit modell)

	Dobozos tej	Tartós tej
Eltelt hetek	−0,009*	0,025***
Konstans	−1,402***	−1,715***
Pseudo R^2	0,0020	0,0229
N	1392	1504

*** 1 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Forrás: Saját számítások az AKI adatbázisa alapján.

- c) Az egyik vállalat (kiskereskedelmi lánc) leértékelésének időpontja befolyásolja a másik vállalat leértékelésének időpontját. Szemügyre vesszük, hogy a kiskereskedelmi láncok befolyásolják-e egymás árképzését a dobozos tej, illetve a tartós tej esetében. A vizsgálat elemzéséhez vektor-autoregressziós (VAR) modelleket becsültünk, az Akaike-féle információs kritérium (AIC) által választott késleltetésekkel. Ezek jellemzően 1 vagy 2 voltak az üzletláncok közötti árkapcsolatot leíró, és 2 vagy 3 az üzletláncokon belüli árkapcsolatot vizsgáló VAR-modellekben. A 6.9. táblázat a dobozos tej árak közötti, míg a 6.10. táblázat a tartós tej árak közötti oksági kapcsolatokat mutatja be.

6.9. TÁBLÁZAT ■ A Granger-oksági próba eredményei dobozos tej árak esetén

Üzletlánc ára	Granger okozza	Üzletlánc árát	p -érték ^a
Auchan	→	Cora	0,0028
CBA	→	Auchan	0,0036
	→	Match	0,0250
Cora	→	Auchan	0,0355
	→	Tesco	0,0078
Coop	→	Plus	0,0426
Interspar	→	CBA	0,0235
	→	Cora	0,0264
	→	Coop	0,0147
	→	Plus	0,0537
Match	→	CBA	0,0023
	→	Coop	0,0189
	→	Plus	0,0057
Plus	→	Match	0,0119
Tesco	→	Auchan	0,0456
	→	CBA	0,0263

^a A próba nullhipotézise: az X üzletlánc ára nem okozza az Y üzletlánc árát.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

6.10. TÁBLÁZAT ■ A Granger-oksági próba eredményei tartós tej árak esetén

Üzletlánc ára	Granger okozza	Üzletlánc árát	p -érték ^a
Auchan	→	Cora	0,0039
	→	Plus	0,0919
	→	Tesco	0,0000
CBA	→	Tesco	0,0073
Cora	→	Auchan	0,0658
	→	CBA	0,0313
	→	Interspar	0,0271
	→	Plus	0,0381
Coop	→	Plus	0,0635
Interspar	→	Cora	0,0358
	→	Plus	0,0140
	→	Tesco	0,0457
Match	→	Coop	0,0358
	→	Plus	0,0000
Plus	→	CBA	0,0759
Tesco	→	Auchan	0,0001

^a A próba nullhipotézise: az X üzletlánc ára nem okozza az Y üzletlánc árát.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

A korrelációs elemzésben megfigyelt duális struktúra az oksági táblázatokból is kitűnik. A dobozos tej esetében megfigyelhető az Auchan, Cora és Tesco, vagyis a „nagyok” közötti oksági kapcsolat (kétirányú az Auchan és Cora között, egyirányú a Corától a Tesco, és a Tescotól az Auchan felé), valamint a „kicsik”, Coop, Plus, CBA, Match és valamennyire az Interspar közötti nagyrészt kétirányú oksági kapcsolat. Az Interspar árazása gyengén exogén, a változót önmaga késleltetett értékein kívül más üzletlánc árképzése látszólag nem befolyásolja. Másrészt azonban az Interspar dobozos tej árai befolyásolják a CBA, Cora, Coop, Plus – vagyis a legtöbb – üzletláncot.

A tartós tej esetében kevésbé egyértelmű a hipermarketek és a jellemzően belvárosi kisebb alapterületű belvárosi üzletláncok árai közötti gyenge oksági kapcsolat. A Cora és az Auchan, valamint a Tesco és az Auchan között kétirányú, az Auchan és a Tesco között azonban egyirányú oksági kapcsolat van a Tesco irányába. Ugyanakkor a Tesco árait az Interspar is befolyásolja, a Match árai viszont gyengén exogének, csak saját múltbeli értékeire reagál. A Cora tartós tej árai befolyásolják a legtöbb üzletlánc (Auchan, CBA, Interspar, valamint Plus) árait. Ahogy a dobozos tejek esetében, itt is általában kétirányú oksági kapcsolat van a kisebb üzletláncok árai között. Az eredmények értelmezésekor azonban figyelembe kell venni, hogy az oksági kapcsolatok alakulása nagymértékben változik a választott késleltetéstől, ami az alkalmazott modellszelekciós kritérium függvénye.

d) *A vállalatok szimultán módon csökkentik árait (Sobel [1984]).* Az alternatív hipotézis szerint az árleszállítások szimultán módon zajlanak. A párhuzamos árleszállítások hipotézisét az egyszerű számbavétel cáfolja, azaz a 20 százalékos küszöbérték mellett a vizsgált periódusban mindössze három alkalommal fordult elő olyan eset, amikor legalább két kiskereskedelmi lánc ugyanabban az időben tartott árleszállítást. 10 százalékos küszöbérték mellett egyetlen esetben sem találtunk azonos időben történő árleszállítást. Az adatok mélyebb idősoros elemzése azonban ennél pontosabb képet ad az árleszállítások időbeliségéről. A vizsgált ársorozatok idősortulajdonságainak a tesztelése lesz empirikus elemzésünk következő lépése. Amennyiben a vizsgált kiskereskedelmi láncok szimultán módon tartanak árleszállítási akciókat, azt várnánk, hogy az egyes üzletláncokban megfigyelt árak hosszú távon, időben együtt mozognak, azaz kointegrálnak. Két vagy több idősort kointegrálnak tekintünk, ha létezik közöttük empirikusan modellezhető hosszú távú kapcsolat. A korábbi fejezetekben végzett kointegrációs elemzésekhez hasonlóan első lépésben az ársorozatok idősor-tulajdonságát vizsgáljuk, vagyis azt, hogy a sorozatok stacionáriusak-e, vagy sem. Empirikus kutatások azt mutatják, hogy áradatok esetében jellemzően a stacionaritás nullhipotézist el kell utasítanunk. Itt most a kibővített Dickey-Fuller, valamint az esetleges strukturális törések hatását is figyelembe vevő Perron-féle egységgyökpróbákat használjuk. A 6.11. és 6.12. táblázat az ADF-egységgyökpróbák eredményeit mutatja be a dobozos tej, valamint a tartós tej árakra. Hogy az integráció rendjét (nulla, első vagy másod) megállapíthassuk, a próbákat a változók első differenciáira is elvégezzük. Az Akaike-féle modellszelekciós (AIC) kritériumot alkalmaztuk a késleltetés kiválasztására. Jórészt a konstans- és a trend-specifikációs tesztértékek is szignifikánsnak bizonyultak.

6.11. TÁBLÁZAT ■ Dobozos tej ár esetében ADF-egységgyökpróbák üzlethálózatonként

	Konstans		Konstans és trend	
	késleltetés száma	p-érték ^a	késleltetés száma	p-érték ^a
Auchan	4	0,5518	2	0,0064
ΔAuchan	3	0,0000	3	0,0000
CBA	1	0,6040	1	0,3309
ΔCBA	1	0,0000	1	0,0000
Cora	9	0,5574	2	0,0088
ΔCora	8	0,0000	8	0,0000
Coop	10	0,9953	10	0,9444
ΔCoop	9	0,0000	9	0,0000
Interspar	8	0,5559	8	0,3913
ΔInterspar	7	0,0000	7	0,0000
Match	2	0,9419	2	0,6152
ΔMatch	1	0,0000	1	0,0000
Plus	1	0,9016	1	0,6077
ΔPlus	0	0,0000	0	0,0000
Tesco	3	0,2907	1	0,0001
ΔTesco	5	0,0000	5	0,0000

^a A nullhipotézis: a változó egységgyököt tartalmaz.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

6.12. TÁBLÁZAT ■ Tartós tej ár esetében ADF-egységgyökpróbák üzlethálózatonként

	Konstans		Konstans és trend	
	késleltetés száma	p-érték ^a	késleltetés száma	p-érték ^a
Auchan	3	0,4180	1	0,0103
ΔAuchan	5	0,0000	0	0,0000
CBA	0	0,4607	0	0,6139
ΔCBA	0	0,0000	0	0,0000
Cora	7	0,7286	0	0,0000
ΔCora	6	0,0000	6	0,0000
Coop	6	0,8727	6	0,6249
ΔCoop	5	0,0000	5	0,0000
Interspar	2	0,8314	3	0,1363
ΔInterspar	1	0,0000	1	0,0000
Match	1	0,8743	1	0,4484
ΔMatch	0	0,0000	0	0,0000
Plus	1	0,8352	1	0,4173
ΔPlus	1	0,0000	3	0,0000
Tesco	4	0,6237	1	0,0003
ΔTesco	3	0,0000	3	0,0000

^a A nullhipotézis: a változó egységgyököt tartalmaz.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Az egységgyökpróba eredményei vegyes képet mutatnak. Csak konstansspecifikációval az összes árváltozó tartalmaz egységgyököt, míg konstans- és trendspecifikációval az Auchan, a Cora és a Tesco mind dobozos-, mind tartóstej-árai trendstacionáriusak. Az adatok töréspontra utalnak, ezért megvizsgáljuk sorozatainkat strukturális törést is figyelembe vevő Perron-féle egységgyökpróbákkal is. Az eredményeket a 6.13. és 6.14. táblázat mutatja be.

6.13. TÁBLÁZAT ■ Dobozostej-árak Perron-féle egységgyökpróbái, strukturális törés mellett, üzlethálózatonként

Változó	Próba-statisztika ^a	Késleltetések száma	Töréspont
Auchan	-2,541	2	160 (38,83)
CBA	0,262	2	177 (-94,95)
Cora	-2,349	2	160 (43,32)
Coop	0,057	10	144 (116,18)
Interspar	-2,716	8	168 (83,05)
Match	-0,872	3	144 (132,28)
Plus	-1,388	2	144 (130,93)
Tesco	-2,395	3	158 (44,76)

^a Nullhipotézis: a változó egységgyököt tartalmaz, az 5 százalékos kritikus érték: 2,88.

Megjegyzés: t-értékek zárójelben.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

6.14. TÁBLÁZAT ■ Tartóstej-árak Perron-féle egységgyökpróbái, strukturális törés mellett, üzlethálózatonként

Változó	Próba-statisztika ^a	Késleltetések száma	Töréspont
Auchan	-2,065	2	160 (42,30)
CBA	-1,677	0	22 (-1,756)
Cora	-1,651	7	185 (50,62)
Coop	-1,376	6	144 (116,85)
Interspar	-1,295	2	103 (66,97)
Match	-1,387	6	144 (81,11)
Plus	-1,345	5	144 (107,02)
Tesco	-1,573	4	160 (49,63)

^a A nullhipotézis, hogy a változó egységgyököt tartalmaz, az 5 százalékos kritikus érték: -2,88.

Megjegyzés: t-értékek zárójelben.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Amennyiben a strukturális törést is figyelembe vesszük (amelyekhez magas szignifikanciaszintek tartoznak mindegyik egységgyök-regresszióban), az ADF-teszt eredményeivel ellentétben a dobozos tej esetében minden vizsgált ársorozatban találunk egységgyököt. A strukturális törés négy esetben a 160. hét körül (2007. december), három esetben a 144. héten (2007. október) és egy esetben a 177. héten (2008. május) következett be. A tartóstej-ár esetében a töréspont figyelembevételével végzett próbák mindegyik változóban találtak egységgyököt. (CBA árának kivételével az összes többi üzletlánc esetében a töréspontok magasán szignifikánsak). A töréspontok három esetben a 144. héten (2007. október), kétszer a 160. héten (2007. december) és egyszer egyszer a 103. (2006. decembere) és a 185. héten (2008. július) következtek be. Mindkét

tejár esetében a legtöbb szignifikáns töréspont a 2007. decemberi hirtelen nyersanyag-hiány miatt fellépő áremelkedést tükrözi. A 2008 júliusára megállapított töréspont statisztikai jelentősége megkérdőjelezhető, hiszen a töréspont utáni periódusra csak néhány megfigyelés maradt. Az, hogy az összes ársorozat egységgyököt tartalmaz, azt jelenti, hogy az árképzésnek nincs állandó középértéke, illetve varianciája. Vagyis az átlagár időben változik, mértéke és gyakorisága pedig az éppen aktuális értékesítési stratégia függvénye.

Mivel megállapítottuk, hogy az árváltozók nem stacionáriusak, Johansen-féle próbákkal vizsgáljuk a dobozos tej árai (6.15. táblázat), valamint a tartós tej árai (6.16. táblázat) közötti kointegrációs kapcsolatot, hogy megvizsgáljuk, van-e hosszú távú kapcsolat a különböző üzletláncok árai között, vagyis hogy időben együtt vagy egymástól függetlenül mozognak az árak. A táblázatok a lehetséges kointegrációs vektorok számát, a nyomstatisztikát és annak 5 százalékos szignifikanciaszint melletti kritikus értékeit, valamint az adott sorra vonatkozó maximális vektorszámhoz tartozó szignifikanciát mutatják.

6.15. TÁBLÁZAT ■ Dobozostej-árak közötti Johansen-féle kointegrációs vizsgálat

Kointegrációs vektorok száma	Nyomstatisztika	5 százalékos kritikus érték	<i>p</i> -érték ^a
Nulla	285,626	169,599	0,0000
Max 1	207,065	134,678	0,0000
Max 2	142,969	103,847	0,0000
Max 3	91,207	76,972	0,0028
Max 4	50,613	54,079	0,0984
Max 5	27,589	35,192	0,2602
Max 6	9,750	20,261	0,6643
Max 7	1,567	9,164	0,8611

^a MacKinnon–Haug–Michelis [1999].

Forrás: Az AKI adatbázis alapján saját számítások.

6.16. TÁBLÁZAT ■ Tartóstej-árak közötti Johansen-féle kointegrációs vizsgálat

Kointegrációs vektorok száma	Nyomstatisztika	5 százalékos kritikus érték	<i>p</i> -érték ^a
Nulla	222,5254	169,5991	0,0000
Max 1	146,5537	134,6780	0,0083
Max 2	89,74196	103,8473	0,2942
Max 3	49,87102	76,97277	0,8572
Max 4	31,16395	54,07904	0,8767
Max 5	17,35871	35,19275	0,8707
Max 6	6,999293	20,26184	0,8973
Max 7	1,926261	9,164546	0,7923

^a MacKinnon–Haug–Michelis [1999].

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

A 6.15. táblázat eredményei azt mutatják, hogy létezik hosszú távú modellezhető kapcsolat az áruházláncok dobozostej-árai között. A Johansen-próba 5 százalékos szignifikanciaszint mellett négy, 10 százalékos szignifikanciaszint mellett 5 kointegrációs vektort talált. A dobozos tejhez hasonlóan, az üzletláncokban megfigyelt tartóstej-árak is kointegráltak két kointegrációs vektorral. A több kointegrációs vektor magasabb fokú árak közötti integráltságot jelent. Eredményeink azt mutatják, hogy a nyolc vizsgált áruházlánc dobozostej-árai jobban integráltak, mint a tartóstej-árak. Egyrészt a dobozos tej romlandósága, másrészt az ebből következő gyors áruforgás, valamint az árazás, másrészt a tartós tej értékesítésére jellemző „akciós” értékesítési stratégia magyarázhatja ezt az eredményt.

Elemzésünk utolsó részében – kihasználva a panelmódszerek adta robusztusabb statisztikai elemzés lehetőségét – megvizsgáljuk a dobozostej-, illetve tartóstej-árak közötti integrációt. Ha az adatokat panelbe rendezzük, nyolc kategóriát, 194 időpontot, azaz változónként 1544 megfigyelést kapunk. Panelben már csak két változónk marad, a dobozos-, illetve tartóstej-árak. A 6.17. táblázat és a 6.18. táblázat különböző – konstans-, illetve konstans- és trendspecifikációval végzett – panel-egységgyökp próba eredményét foglalja össze a dobozos tej, illetve a tartós tej árára vonatkozóan.

6.17. TÁBLÁZAT ■ Dobozostej-ár panel-egységgyökp próbái

Próba	Konstans	Konstans és trend
Nullhipotézis: egységgyök (közös egységgyökfolyamatot feltételez)		
Levin–Lin–Chu-féle t -próba	0,469	0,999
Breitung-féle t -próba	–	1,000
Nullhipotézis: egységgyök (egyéni egységgyök-folyamatot feltételez)		
Im–Pesaran–Shin W-stat	0,194	0,1431
ADF–Fisher χ^2	0,508	0,110

Forrás: Az AKI adatbázis alapján saját számítások.

6.18. TÁBLÁZAT ■ Tartóstej-ár panelegységgyökp próbái

Próba	Konstans	Konstans és trend
Nullhipotézis: egységgyök (közös egységgyökfolyamatot feltételez)		
Levin–Lin–Chu-féle t -próba	0,308	0,974
Breitung-féle t -próba	–	0,999
Nullhipotézis: egységgyök (egyéni egységgyök-folyamatot feltételez)		
Im–Pesaran–Shin W-stat	0,230	0,012
ADF–Fisher χ^2	0,553	0,000

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Az összes próba azt mutatja, hogy a dobozostej-változó mindkét, tartóstej-változó csak a konstansspecifikációval tartalmaz panel-egységgyököt, és feltételezhető közös egységgyök-folyamatot mind konstans-, mind trendspecifikációval. Egyéni egységgyök-feltétel mellett a konstans és trendspecifikáció elutasítja a panelegységgyök létezésére vonatkozó nullhipotézist. Mivel a tesztek általában egységgyököt állapítottak meg a változók között, megvizsgálhatjuk, létezik-e panelkointegráció a tartós- és dobozostej-árak között.

A 6.19. táblázat alapján el kell utasítanunk azt a nullhipotézist, hogy nincs panelkointegráció a dobozos tej, illetve a tartós tej árai között, és megállapíthatjuk, hogy az árpárok kointegráltak. Az a tény, hogy a vizsgált kiskereskedelmi láncok árai bár nem stacionáriusak, de létezik közöttük hosszú távú kapcsolat, valamint hogy a strukturális töréspontok több kiskereskedő esetében is ugyanarra az időpontra esnek, arra utal, hogy ha nem is feltétlenül szimultán áraznak le a versenytársak, de figyelemmel kísérik egymás leértékelési akcióit.

6.19. TÁBLÁZAT ■ Dobozos- és tartóstej-árak közötti panelkointegrációs próbák

	Próbastatisztika	p -érték ^a
Kao-féle próba		
ADF	-1,968	0,024
Pedroni-féle próba		
Panel v -statisztika	3,296	0,001
Panel ρ -statisztika	-39,376	0,000
Panel PP statisztika	-17,234	0,000
Panel ADF-statisztika	-20,492	0,000

^a Nullhipotézis: nincs kointegráció.

Forrás: Az AKI adatbázisa alapján saját számítások.

Következtetések

Ebben a fejezetben a leértékelések elméleteinek különböző hipotéziseit vizsgáltuk a dobozos és a tartós tej példáján kiskereskedelmi lánc szintű adatok felhasználva. Legfontosabb eredményeink a következők.

Egyrészt eredményeink nem támasztják alá a leértékeléselméletek többségének azt az állítását, hogy az árleszállítási akciókat a feldolgozók határozzák meg.

Másodrészt, a leértékelések véletlenszerűségére és szimultán előfordulására nem találtunk egyértelmű bizonyítékot. Szintén elvetettük Pesendorfer hipotézisét, hogy a leértékelések valószínűsége nő az utolsó leértékelés óta eltelt idő növekedésével. Számításaink leginkább azt a hipotézist igazolták, hogy az üzletek váltogatják a nemzeti márkák árleszállítási akcióit (Lal [1990]).

Összegezve, a vizsgált leértékelések néhány tulajdonsága csak részben felel meg az árleszállítás-modellek eddigi előrejelzéseinek, s a magyar tejtermékek esetében egyik modell sem képes megmagyarázni a kiskereskedelmi árképzés mindegyik fontos jellemzőjét.

7. Makrogazdasági változók hatása a mezőgazdaságra

Az elmúlt másfél évtizedben egyre több tanulmány foglalkozott a közép-kelet-európai országok 1990 utáni mezőgazdasági átalakulásával (lásd *Brooks–Nash* [2002], *Rozelle–Swinnen* [2004] összefoglaló munkáit). A kutatások különböző megközelítésben az elemezték az átmenetet: így vizsgálták a földpiac, a kereskedelem és az árliberalizáció, a farmszerkezet átalakulását. Érdekes módon a mezőgazdasági átmenet makrogazdasági vetületei eddig elkerülték a kutatók figyelmét. A makroökonómiai környezet ugyanis jelentősen befolyásolhatja a mezőgazdaság teljesítményét, amit elméleti és empirikus tanulmányok egyaránt igazolnak. Ezek a vizsgálatok abból indulnak ki, hogy a mezőgazdaság – szemben az iparral – kompetitív, piacai a tökéletes verseny keretei között működnek. Ezért a mezőgazdaság azonnal vagy gyorsabban reagál a makroökonómiai és más külső sokkok hatására, mint az ipar. Ezeket a reakciókat jól jellemzik a mezőgazdasági és ipari árak szintjében bekövetkező változások. A mezőgazdasági árak tehát sokkal rugalmasabban reagálnak a változásokra, mint a nem mezőgazdasági árak. Ez azt jelenti, hogy rövid távon a mezőgazdasági árak a különböző időlegesen jelentkező sokkok hatására könnyen eltérhetnek az egyensúlyi szinttől.

Az agrár-közgazdaságtan nemzetközi irodalma azonban már a nyolcvanas évek második felében felfedezte a makrogazdasági, illetve pénzügyi tényezők mezőgazdasági árakra gyakorolt szerepének a fontosságát (*Bessler* [1984], *Chambers* [1984], *Orden* [1986a], [1986b], *Devadoss–Mayers* [1987], *Orden–Fackler* [1989]). Az utóbbi időben az újabb idősor-elemzési eljárások a (kointegrációs és vektor-hibakorrekciós modell) megjelenésével a kutatók érdeklődése megújult a pénzügyi változók mezőgazdasági árakra gyakorolt hatása iránt (*Zanias* [1998], *Saghaian és szerzőtársai* [2002a] és [2002b], *Ivanova és szerzőtársai* [2003], *Cho és szerzőtársai* [2004], *Peng és szerzőtársai* [2004]).

A korábbi, főleg az Egyesült Államok gazdaságára végzett empirikus kutatások legfontosabb eredménye az, hogy a makroökonómiai változók szignifikáns hatást gyakorolnak a mezőgazdasági árakra, a mezőgazdasági bevételekre és a mezőgazdasági exportra. Az expanziós gazdaságpolitika hatására a mezőgazdasági árak hosszú távon eltérhetnek az egyensúlyi pályájukról, amely túlzott ösztönzést jelenthet a termelők számára (a termelői árak „túl magasak” lesznek), ami nemcsak szükségtelen, hanem károsan hat a mezőgazdasági termelés fenntartható növekedésére. Ellenkező esetben, a gazdaságpolitikai restriktiók recessziót indukálhatnak az egész gazdaságban, és különösen a mezőgazdaságban. További következmény, hogy a gazdaságpolitikai változások hatásai részben vagy teljesen ellensúlyozhatják az agrárpolitika hatásait (*Krueger és szerzőtársai* [1992]). Logikusnak tűnik tehát, hogy kevésbé stabil makrogazdasági környezetben – mint amilyen az átmeneti gazdaságokat jellemzi – az előbb említett

hatások mélyrehatóbbak. Különös módon *Ivanova* és szerzőtársai [2003], valamint a fejezetben ismertetett tanulmányok kivételével a közép-kelet-európai agrárközgazdászok érdemben nem foglalkoztak a témával. Két empirikus kutatást mutatunk be a fejezet további részeiben, az első ateoretikus módon, azaz formális elméleti modell nélkül vizsgálja a különböző nemzetgazdasági ágazatok árindexei, valamint a makrogazdasági környezetet leíró változók közötti kapcsolatot, a második pedig szlovén adatok segítségével, egy kiforrott teoretikus modell nyomán elemzi a mezőgazdasági árak túlszaladásának következményeit.

Makrogazdasági változók hatása a mezőgazdasági árakra

Schuh [1974] sokat idézett tanulmánya óta folyamatos az érdeklődés a monetáris politika mezőgazdasági piacokra gyakorolt hatásának a vizsgálata iránt. A témának fontos politikai következményei vannak, hiszen a mezőgazdasági piacok stabilizálására irányuló agrárpolitikai erőfeszítések hatékonysága megkérdőjeleződhet, ha nem vesszük figyelembe az összes releváns, a piacok változékonyságát előidéző tényezőt.

Az eddigi irodalomban alapvetően három kutatási irányzatot különböztethetünk meg. Az első, a mezőgazdasági árak túlszaladásával foglalkozik (*overshooting hypothesis*). Ennek a kutatási iránynak az elméleti hátterét általában *Dornbusch* [1976] árfolyammodellje szolgáltatja. Az eredeti Dornbusch-féle modellt először *Frankel* [1986] zárt gazdaságot feltételezve a mezőgazdasági termelői árakkal bővítette ki, majd *Saghalian és szerzőtársai* [2002b] a külkereskedelmet mint önálló szektort építették be a modellbe.

A második csoportba a hosszú, illetve a rövid távú pénzsemlegességet vizsgáló tanulmányok tartoznak. A kutatás kiinduló hipotézise, hogy a monetáris politikának rövid és középtávon reál- és nominális hatása van a gazdaság egészére, és ezen belül a mezőgazdaságra. Ugyanakkor a monetáris politikának általában nincs reálhatása hosszú távon (*Arden-Freebairn* [2002]). A tanulmányok ezért általában azt tesztelik, hogy vajon a mezőgazdasági és nem mezőgazdasági (ipari és szolgáltatási) árak színvonala arányosan változik-e a pénzkínálat változásának hatására, és hosszú távon igaz-e a pénzsemlegességi hipotézis.

Most a harmadik kutatási irányhoz csatlakozunk, amelybe az úgynevezett ateoretikus vizsgálatok tartoznak, vagyis formális elméleti modell nélkül elemzik a makrogazdasági változók és mezőgazdasági árak kapcsolatát. Ezek a kutatások a kointegrációs és hibakorrekciós modelleket alkalmazznak annak megfigyelésére, hogy vajon hosszú távon együtt mozognak-e (vagyis kointegráltak-e) a makrogazdasági változók és mezőgazdasági árak. A makrogazdasági környezet agrárszektorra gyakorolt hatását pedig grafikusán az impulzus-válasz-függvények segítségével magyarázzák. *Cho és szerzőtársai* [2004] az Egyesült Államokban vizsgálta meg a mezőgazdasági termelői árak és a monetáris politika kölcsönhatását. Legfontosabb eredménye az volt, hogy a monetáris politika önmagában nem elegendő a mezőgazdasági árak krónikus instabilitásának kezelésére, továbbá hogy az a szektor árcsökkenésének egyik meghatározó

tényezője a dollár erősödése volt. *Peng* és szerzőtársai [2004] szintén hibakorrektációs modell segítségével elemezte a kínai pénzkínálat, a kamat, valamint az élelmiszerek fogyasztói árindexének a kapcsolatát. A szerzők szerint a kamat és a pénzkínálat közül az utóbbi befolyásolja nagymértékben az élelmiszerek fogyasztói árát, tehát a kormányzat a pénzkínálat szabályozásával segítheti az árstabilizációt. Témánk szempontjából a legfontosabb előzmény *Ivanova* és szerzőtársai [2003] Bulgáriával foglalkozó tanulmánya. A kutatók két mezőgazdasági (mezőgazdasági reálárak és mezőgazdasági export), valamint két makrogazdasági változóból (reálárfolyam, reálkamat) álló rendszerben vizsgálták az egyes változók kölcsönhatását. Eredményeik szerint az árfolyam, valamint a kamatváltozás is lényegesen nagyobb mértékben befolyásolják a mezőgazdasági reálárakat, mint a mezőgazdasági exportot.

A hazai agrárpolitika és a magyar mezőgazdaság teljesítménye

A kilencvenes évek elején a politikai és gazdasági változásokkal párhuzamosan a mezőgazdaság átalakulása is megkezdődött. Az agrárpolitikai reformok a következő főbb elemekből álltak: árliberalizálás, a költségvetési támogatások csökkentése, a külkereskedelem liberalizálása és a tulajdoni reform. Az 1990-től 2004-ig tartó periódust három nagyobb időszakra oszthatjuk: egy transzformációs (1990–1993), egy konszolidációs (1994–2000) és az EU-csatlakozásra való intenzív felkészülés (2001–2004) szakaszára.

Az *első időszakban* az agrárpolitika egyrészt a piacgazdaság jogi és intézményi kereteinek kidolgozására, másrészt a részpiaci zavarok elhárítására törekedett. Az agrárágazat átalakulási folyamatát különféle törvények alkották. Az első feladat a mezőgazdaság tulajdonviszonyainak rendezése volt. A termőföld tulajdoni viszonyai átalakításának alapvető törvényi kereteit Magyarországon két törvény szabályozta: A tulajdonviszonyok rendezése érdekében az állam által az állampolgárok tulajdonában igazságtalanul okozott károk részleges kárpótlásáról szóló 1991. XXV. törvény, valamint a szövetkezetekről szóló 1992. évi I. törvény hatálybaléptetéséről és az átmeneti szabályokról szóló 1992. évi II. törvény. Az átalakult tulajdoni és használati viszonyok rögzítését, stabilizálását kívánta szolgálni 1994-ben a termőföldről szóló 1994. évi LV. törvény. Az említett törvények határozták meg a termőföld tulajdoni átalakításának célját, hogy a kisebb részt képviselő állami tulajdont kivéve, valamennyi termőföld magántulajdonban kerüljön. Továbbá ezek a jogszabályok eldöntötték azt is, hogy e területen a magántulajdonba adás legfontosabb módja a kárpótlás lett.

Míg a felsorolt törvények a piacgazdaság jogi és intézményi hátterét teremtették meg, addig az agrárpolitika központi elemének a mezőgazdasági piacok szabályozásának kereteit a már említett az agrárpiaci rendtartásról szóló 1993. évi VI. törvény határozta meg. Ezt a törvényt később a 2003. évi XVI. törvény váltotta fel. Az agrárpiaci rendtartás intézményrendszere döntően nem változott ezzel a törvénnyel, csak új keretbe kerültek a korábbi intézmények. Ennek megfelelően az agrárpiaci rendtartás irányításával, szervezésével és szabályozásával kapcsolatos tevékenységet a miniszter,

a működtetésével kapcsolatos tevékenységet az Agrárintervenciók Központ, valamint a termékpálya-bizottságok látják el. A termékpálya-bizottság az agrárpiaci rendtartási döntéseket előkészítő, egyeztető fórum, amely véleményt nyilvánít és javaslatot tesz az adott termékpályán a termékek termelését, bel- és külkereskedelmi forgalmát, illetve az alkalmazandó piacvédelmi intézkedéseket érintő agrárszabályozási kérdésekben. Az 1993. évi agrárpiaci rendtartási törvény az állami szabályozás kiterjedtségének foka szerint a mezőgazdasági termékeket három nagy csoportba sorolta. Közvetlenül szabályozott piac: étkezési búza, takarmánykukorica, tehéntej, vágómarha és vágósertés. Közvetve szabályozott piac: vágócsirke, cukorrépa, cukor, izoszörp, valamint ipari célú napraforgómag. Befolyásolt agrárpiac: az előző csoportokba nem sorolt termékek. A 2003. évi új agrárpiaci rendtartási törvény lényegében, ha más néven is, de megtartotta a fenti csoportosítást. Továbbá külön megnevezte a zöldség-gyümölcs- és a dísnövény-termékpályát, a szőlő- és bortermékpályát a mint a piacsabályozás hatálya alá tartozó termékköröket.

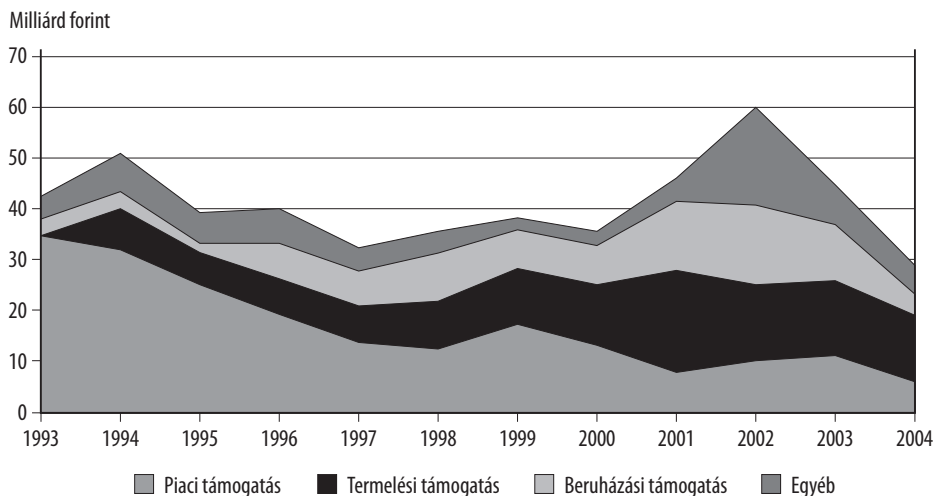
A második konszolidációs szakaszban az agrárpolitika három fontos problémára koncentrált. Egyrészt, a kormányzat megpróbálta a tulajdoni átalakulást felgyorsítani, illetve befejezni azt a földtörvény és a szövetkezeti törvény módosításával. Másodsor, igyekeztek stabilizálni a hazai mezőgazdasági piacokat a piacsabályozás intézményeinek kiépítésével, illetve tevékenységük javításával, valamint a termelési támogatások növelésével. Végezetül megkezdődött az EU-csatlakozással kapcsolatos jogi környezet harmonizálása.

A harmadik periódusban, amikor kiderült, hogy az EU-csatlakozás tényleg valósággá válik, felgyorsult a közös agrárpolitika (KAP) átvételéhez szükséges intézményrendszer kiépítése. Különösen fontos volt a közös agrárpolitikából származó támogatások fogadására, adminisztrálására és ellenőrzésére alkalmas intézményrendszer kiépítése.

A mezőgazdaság jogi keretei közül elsősorban a földtörvény körül volt a legtöbb politikai vita. A szocialista-liberális kormányok általában a földtörvény kötöttségeinek a lazítását kezdeményezték, addig a konzervatív kormányzatok inkább azok fenntartását szorgalmazták, amíg erre az EU-csatlakozásból fakadó kötelezettségek lehetőséget adnak. Már a Horn-kormány kezdeményezte 1997-ben a földtulajdon megszerzésének és haszonbérletének a külföldiek és a jogi személyek számára való megkönnyítését, ami ellen az akkori ellenzék egy népszavazási kezdeményezést indított. Noha a népszavazás jogi előfeltételei teljesültek, a közelgő parlamenti választások miatt már nem írták ki azt. A földtörvény liberalizálására végül csak 2002-ben a Medgyessy-kormány 100 napos programja keretében került sor. A földtörvény módosítása során eltörölték a családi gazdaságok elővásárlási és elő-haszonbérleti jogát, és a bérloket hozták előnyösebb helyzetbe.

Az agrárpolitika tevékenységét, illetve alkalmazott eszköztárát jól mutatja, hogy milyen célokra és mekkora összeget költ. A mezőgazdasági támogatások szintje erőteljesen ingadozott a vizsgált periódusban: 1992-es áron 29 és 60 milliárd forint között mozgott (1. ábra). Jól megfigyelhető, hogy a támogatások összege nő a parlamenti választások évében, illetve a szocialista ciklusokban inkább csökkenő, míg a konzervatív kormányzás alatt növekvő értékeket mutat. A mezőgazdasági támogatások összegének

7.1. ÁBRA ■ A mezőgazdasági támogatások és fontosabb összetevői, 1993–2004
(milliárd forint, 1992-es áron)



Forrás: KSH, Mezőgazdasági Statisztikai Évkönyv megfelelő számai.

aránya a GDP-hez viszonyítva 0,7–1,7 százalék, míg a mezőgazdaság bruttó termelési értékéhez 21 és 48 százalék között ingadozott.

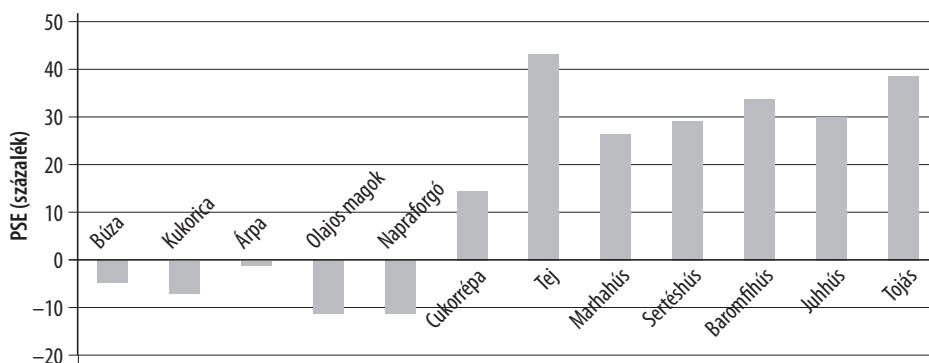
A magyar agrárpolitika alapvetően három eszközt alkalmazott: termelési támogatás, piaci támogatás és beruházási támogatás. Ennek a három támogatási formának az aránya 80 százalék fölött volt az összes mezőgazdasági támogatáson belül 1993–2004 között. Az egyes eszközök részesedése azonban jelentősen megváltozott a vizsgált időszakban. A piaci támogatások aránya jelentősen csökkent, míg a termelési és beruházási támogatások hányada erőteljesen növekedett. A támogatásokon belüli szerkezetváltás részben összefügg Magyarország WTO-megállapodásával, aminek keretében radikálisan csökkenteni kellett – a korábban a piaci támogatásokban jelentős tételt kitevő – exporttámogatásokat. A hazai agrárpolitikai támogatások alapvetően a piaci zavarok elhárítását, a termelés növelését, illetve a technológia megújulását szolgálják. Ugyanakkor a meghirdetett agrárpolitikai célok közül a környezetvédelemre, a vidékfejlesztésre, az agrárinnovációra, illetve az emberi erőforrás fejlesztésére csak töredéke jut az állami támogatásokból.

A kormányzati támogatások azonban egyenlőtlenül oszlanak el a különböző termékek között. A nemzetközi irodalomban számos mutatót dolgoztak ki a protekcionizmus mérésére, de a mezőgazdasági termékek körében az úgynevezett becsült termelői támogatás (*producer support estimate, PSE*) vált a legelfogadottabbá. Ezt a mutatót az OECD számolja ki, és rendelkezésre áll a tagállamok esetében 1986–2003 között. A PSE mutatót nem számítják ki minden termékre, de a számításba bevont termékek lefedik az adott ország mezőgazdasági termelésének több mint 70 százalékát. A PSE

mutató a termelőknek juttatott kormányzati intézkedésekből származó pénzügyi transzfereket, a százalékos PSE mutató pedig ezek arányát méri a termelői árbevételekben. A mutatónak két fontos összetevője van. Egyrészt, a belföldi és világpiaci ár különbsége, másrészt a gazdáknak juttatott kormányzati támogatások. Fontos megjegyezni, hogy a PSE mutató nem csak a kormányzati támogatásokat méri, hanem belföldi és a világpiaci ár különbségét is (Legg [2003]).

A 7.2. ábrán jól látható, hogy az egyes termékek támogatottsági szintje jelentősen különbözik egymástól. A növénytermesztési ágazatokat általában adóztatják (kivéve a cukorrépát), míg az állattenyésztési ágazatok támogatásban részesülnek. A számítások azt mutatják, hogy egy termék támogatottsági szintje negatív kapcsolatban áll az adott termék megnyilvánuló komparatív előnyeivel (Fertő [2006]). Más szavakkal, agrárpolitika azokat a termékeket támogatja, amelyekből Magyarországnak nincsenek komparatív előnyei, míg a versenyképes ágazatokat inkább adóztatja.

7.2. ÁBRA ■ A becsült termelői támogatás (PSE) átlaga 1990–2003 között

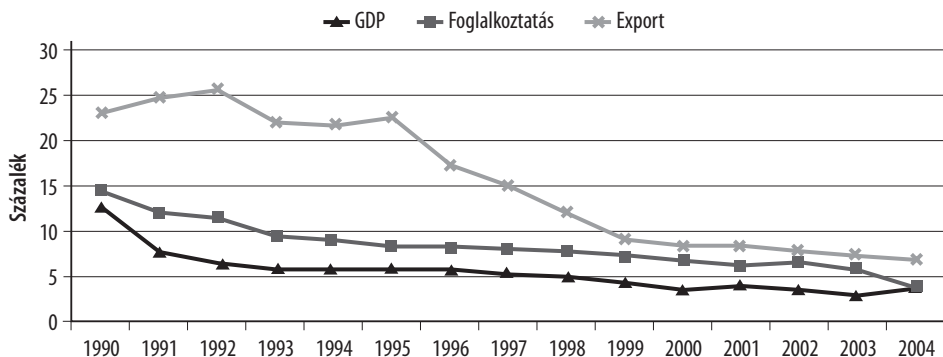


Forrás: OECD.

Az agrárpolitikai célok teljesülését jól lemérhetjük a mezőgazdaság elmúlt 15 évének teljesítményével. A magyar mezőgazdaság aránya a nemzetgazdaságban a legfontosabb mérőszámok alapján erőteljesen csökkent az 1990–2004 közötti időszakban (7.3. ábra). A mezőgazdaság részesedése a GDP-ből és a foglalkoztatottságból a vizsgált időszak végére 5 százalék alá süllyedt. Az élelmiszerexport aránya az összes exportból radikálisan süllyedt, míg a kilencvenes évek első felében még 20 százalék fölött volt, addig 1999 után 10 százalék alá esett vissza.

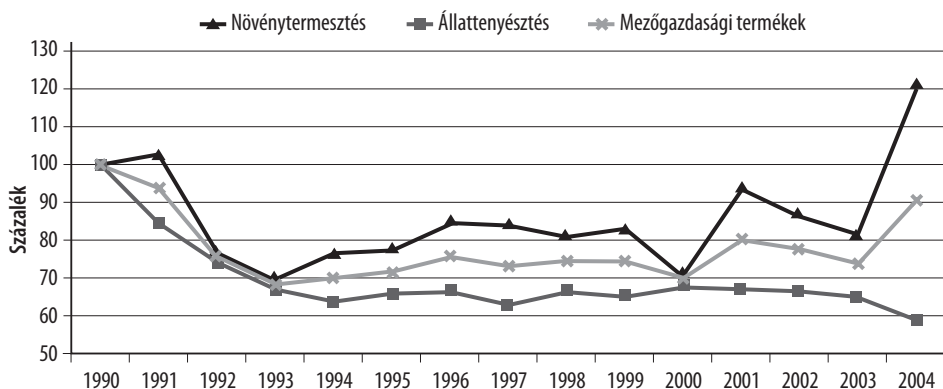
A mezőgazdaság arányának visszaszorulása a nemzetgazdaságban számos tényezőre vezethető vissza. Egyrészt, míg a GDP a kilencvenes éve második felétől kezdve folyamatosan és dinamikusan növekedett, addig a mezőgazdaság bruttó termelésének értéke az 1993. évi mélypont után sokáig stagnált, majd csak lassan emelkedett. A mezőgazdaság bruttó termelési értéke a vizsgált időszakban jórészt az 1990-es szint 80 százalékán maradt, az időszak végére érte el a 90 százalékot (7.4. ábra).

7.3. ÁBRA ■ A mezőgazdaság aránya a nemzetgazdaságban, 1990–2004



Forrás: KSH, Mezőgazdasági Statisztikai Évkönyvek.

7.4. ÁBRA ■ A mezőgazdaság bruttó termelésének alakulása 1990–2004 (1990 = 100)



Forrás: KSH, Mezőgazdasági Statisztikai Évkönyvek.

A mezőgazdaság két fő ágazatának termelése eltérően alakult. Az állattenyésztés bruttó termelési értéke lefelé mutató trendet mutatott: 1993 után az 1990. évi szint 60 és 70 százaléka között mozgott. A növénytermesztés bruttó termelési értéke ezzel szemben az első évek visszaesése után nagy ingadozások mellett inkább emelkedő tendenciát tükrözött, egy kiugróan jó termésnek köszönhetően 2004-ben meghaladta az 1990. évi szintet.

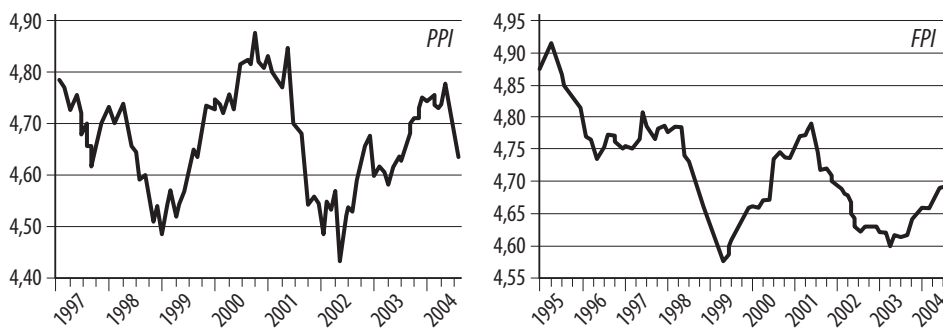
A nemzetgazdaságban összesen 20 százalékkal csökkent a foglalkoztatottak száma 1990 és 2004 között, addig a mezőgazdaságban 70 százalékkal. Más szavakkal: a foglalkoztatottság csökkenése jóval nagyobb mértékű volt a mezőgazdaságban, mint a gazdaság egészében, ezért a mezőgazdaság aránya is jelentősen visszaesett a foglalkoztatásban.

A mezőgazdasági export folyó áron négyszeresére nőtt 1990 és 2004 között, míg a teljes export több mint 13 szorosára emelkedett. Az agrárexport arányának visszaszorulása tehát a nemzetgazdasági export növekedéséhez viszonyított alacsonyabb ütemre vezethető vissza. Az eddigieket összefoglalva megállapíthatjuk, hogy a mezőgazdaság arányának visszaszorulása mögött az agrárszektor nemzetgazdasági átlaghoz képesti alacsonyabb teljesítménye áll. Fontos megjegyeznünk, hogy a magyar agrárszektor továbbra is alapvetően exportorientált maradt. A mezőgazdaság teljesítményének relatív romlását ugyanakkor a jelentős agrárpolitikai támogatások sem tudták megállítani. Joggal vethető fel a kérdés, hogy a szokásos magyarázatokon túl (mint a hibás agrárpolitika vagy a még mindig fejletlen piaci intézményrendszer) más tényezők is befolyásolták-e a magyar mezőgazdaság relatíve gyenge teljesítményét. Figyelmünket a következőkben ezért a makroökonómiai változóknak a mezőgazdaságra gyakorolt hatására fordítjuk.

Felhasznált adatok

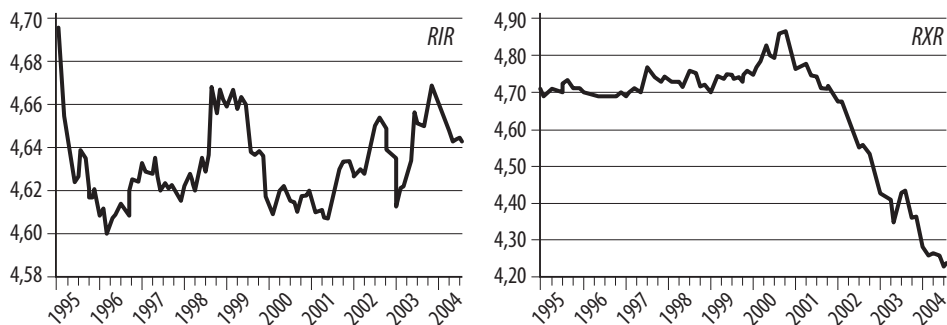
Két mezőgazdasági változót, a mezőgazdasági termelői árindexnek (*PPI*), valamint az élelmiszerek fogyasztói árindexének (*FPI*) a logaritmusát (lásd az 7.5. ábrát), valamint három makroökonómiai változót, a reálkamatlábnak (*RIR*, három hónapos diszkont kincstárjegyek hozama), a reálárfolyamnak (*RXR*) és a reálpénzkínálatnak (*RM2*) logaritmusait (lásd a 7.6. és 7.7. ábrát) választottuk empirikus elemzésünkhöz. A makrogazdasági mutatókat 1995 januárjára defláltuk a fogyasztói árindexszel. Az adatok a Központi Statisztikai Hivaltól, valamint a Nemzeti Banktól származnak, és az 1995 januárja és 2004 augusztusa (a *PPI* esetében 1997 januárja és 2004 augusztusa közötti) időszakot ölelik fel, és sorozatonként 116, illetve 92 megfigyelésből állnak.

7.5. ÁBRA ■ A mezőgazdasági termelői árindex, valamint az élelmiszerek fogyasztói árindexének logaritmusai



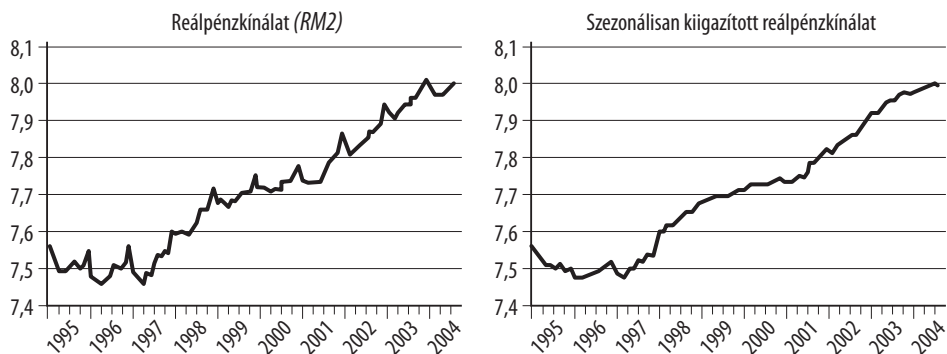
Forrás: KSH.

7.6. ÁBRA ■ A reálkamat, valamint a forint/dollár árfolyam logaritmusai



Forrás: MNB.

7.7. ÁBRA ■ Az M2 reálpénzkiálat és szezonálisan kiigazított változatának logaritmusai



Az egyes változók hosszú és rövid távú együttmozgásának vizsgálatára a kointegrációs elemzést és hibakorrekciós modellt alkalmazunk. Az elemzést három lépcsőben végezzük el. Először egységgyökpróbák segítségével megvizsgáljuk az idősorok tulajdonságait. Ezt követően elvégezzük a kointegrációs elemzést, végezetül impulzus–válaszfüggvények segítségével értékeljük a makroökonómiai változók hatását a mezőgazdaság, illetve az élelmiszerek fogyasztói árindexeire.

Stacionaritási és integrációs próbák

Először a Dickey–Fuller-féle általánosított legkisebb négyzetes (DF–GLS) próbával¹ az egységgyök létére vonatkozó nullhipotézist vizsgáljuk az idősorokban. Az eredményeket a 7.1. táblázat tartalmazza.

¹ DF–GLS-egységgyökpróbákat, a kointegrációs elemzést, valamint VECM-modellezést az EvIEWS program segítségével végeztük.

7.1. TÁBLÁZAT ■ DF–GLS-próba eredmények (nullhipotézis: a sorozat egységgyököt tartalmaz)

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	Próbastatisztika
<i>PPI</i>	Konstans	0	–1,767
	Konstans és trend	0	–2,221
<i>FPI</i>	Konstans	1	–0,747
	Konstans és trend	1	–1,918
<i>RIR</i>	Konstans	0	–0,883
	Konstans és trend	0	–1,502
<i>RXR</i>	Konstans	0	1,902
	Konstans és trend	0	–0,079
<i>RM2</i>	Konstans	0	2,765
	Konstans és trend	0	–0,923

Megjegyzés: A DF–GLS-próbák 0,95 (0,99) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei konstanssal: –1,944 (–2,590), konstanssal és trenddel pedig: –3,058 (–3,614). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

Függetlenül attól, hogy a lineáris trendet beleillesztjük-e a regresszióba, vagy sem, az egységgyök nullhipotézisét egyik sorozat esetében sem utasíthatjuk el. Ebből következik, hogy a sorozatok elsőrendűen integráltak. Mivel az adatok grafikus elemzése nem zárja ki a változó időpontban előforduló strukturális töréseket, a Zivot–Andrews-féle egységgyökpróbával² is megvizsgáljuk a változókat (7.2. táblázat).

7.2. TÁBLÁZAT ■ A Zivot–Andrews-féle próba eredményei (nullhipotézis: egységgyök és nincs strukturális törés)

Változó	Strukturális törés	Késleltetések száma	Lehetséges töréspont	Próbastatisztika
<i>PPI</i>	csak konstans	0	2001. június	–3,783
	csak trend	0	1998. január	–2,657
	mindkettő	0	2001. június	–3,825
<i>FPI</i>	csak konstans	1	1998. június	–2,969
	csak trend	1	1998. december	–2,492
	mindkettő	1	2000. július	–2,885
<i>RIR</i>	csak konstans	0	1999. július	–5,612**
	csak trend	0	2003. január	–4,162
	mindkettő	0	1999. július	–5,489***
<i>RXR</i>	csak konstans	0	2002. április	–2,526
	csak trend	0	2000. december	–4,710***
	mindkettő	0	2000. augusztus	–5,461***
<i>RM2</i>	csak konstans	0	2001. július	–4,302
	csak trend	0	2001. január	–3,817
	mindkettő	0	2000. július	–4,064

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

A Zivot–Andrews-féle próbák 0,95 (0,99) konfidencia-intervallumoknak megfelelő kritikus értékei töréssel csak a konstansban: –4,80 (–5,34), csak a trendben: –4,42 (–4,93), illetve mindkettőben: –5,08 (–5,57). A késleltetést a Schwarz-féle bayesi kritérium (SBC) határozta meg.

² Zivot–Andrews-féle egységgyöktesztet RATS programnyelvben írt rutin segítségével végeztük.

A legtöbb valószínűsített strukturális törés valamikor 2000 körül volt esedékes, de nagy részük nem szignifikáns a 95 százalékos konfidencia-intervallumban. Az árfolyam (*RXR*) és reálkamat (*RIR*) változóiban azonban 2000 végén, illetve 1997 júliusában szignifikáns volt a töréspont. Zivot–Andrews-féle próba eredményei ezért megerősítik a DF–GLS-eredményeket a *PPI*, *FPI* és *RM2* változók esetében, miszerint a sorozatok első fokon integráltak $I(1)$, ugyanakkor elvetik a DF–GLS-egységgyökpróba eredményeit a *RIR* és a *RXR* változók esetében, amelyeket törésponttal rendelkező stacionárius $I(0)$ sorozatokként határoznak meg.

Kointegrációs tesztek

A reálkamat-változóban a szignifikáns töréspont 1997 júliusában következett be, azonban a termelői árindex esetében a VECM-modell mintája 1997-ben kezdődött. Ezért nem marad elegendő megfigyelés a töréspont modellezésére (töréspont előtt csak hat megfigyelés van, ami nem elegendő a szignifikanciavizsgálatokhoz), ezért a termelői árindexek esetében a mintát a 1998 januárja és a 2004 augusztusa közötti időszakra szűkítettük a modellt.³ Az élelmiszerek fogyasztói árindexeinek mintája a teljes rendelkezésre álló (1998 januárja és a 2004 augusztusa közötti) időszakra kiterjed.⁴ Mivel egyszerre kettőnél több változót tesztelünk, a Johansen-féle többváltozós módszert alkalmaztuk. A VECM-modell késleltetését a Schwarz-féle bayesi kritérium határozta meg. A Pantula-elv az $M2$ modellt (nincsen trend, a konstans pedig a kointegrációs térre van korlátozva) választotta. Mivel egyes sorozatok nem elhanyagolható szezonálissal rendelkeznek, először az egyenletbe megfelelően exogén változóként 11 szezonális kétértékű változót is belefoglaltunk a modellbe. Ezek nem bizonyultak szignifikánsnak, ezért újrabecsültük a modelleket szezonális kétértékű változók nélkül.⁵ A kointegrációs próba eredményeit a 7.3. táblázatban mutatjuk be.

³ A reálárfolyamban 2000 végén található töréspontot először belefoglaltuk a VECM modellbe, de mivel nem bizonyult szignifikánsnak, kihagytuk a végső változatból.

⁴ A reálárfolyamban a 2000. végi töréspont a fogyasztói árindexek esetében sem volt szignifikáns. A reálkamat 1997 júliusában bekövetkezett strukturális törése a kointegrációs egyenletben szignifikánsnak bizonyult, de mivel tanulmányunk tárgya szempontjából nincs jelentősége, valamint az eredményeket sem befolyásolja, ezért ennek tárgyalását elhagytuk.

⁵ Grafikusan a pénzkínálat változója mutatta a legnagyobb mértékű szezonálitást, ezért azt a X_{11} módszerrel kiigazítottuk szezonálisan.

7.3. TÁBLÁZAT ■ Johansen-féle kointegrációs próba eredmények

Modell	Késleltetések száma	Nullhipotézis	Nyomstatisztika	Maximum sajátérték statisztika
<i>PPI, RIR, RXR, RM2</i>	1	$r=0$	68,291*	33,070*
		$r=1$	35,221*	19,777**
		$r=2$	15,444	12,205
		$r=3$	3,239	3,239
<i>FPI, RIR, RXR, RM2</i>	1	$r=0$	70,341*	34,583*
		$r=1$	35,757*	22,315*
		$r=2$	13,441	8,145
		$r=3$	5,295	5,295

** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A 7.3. táblázat eredményei alapján mind a mezőgazdasági termelői árindexek, mind az élelmiszerek fogyasztói árindexeinek modelljeiben 5 százalék valószínűségi szinten két-két kointegrációs vektort találunk. Ez bizonyítja a makrogazdasági mutatók, valamint a vizsgált mezőgazdasági és élelmiszer-piaci változók közötti hosszú távú kapcsolatot. Az α mátrix, VECM-rendszer egy exogén sokkot követő hosszú távú egyensúlyi pályához való igazodását méri (más néven hibakorrekciós mátrix). Az egyes változóknak megfelelő α értékek nagyságrendje, illetve szignifikanciája azt mutatja, hogy egy sokkot követően „visszahúzza-e” a rendszert a hibakorrekciós mechanizmus, vagy sem. Mivel mindkét modellben két kointegrációs vektort találtunk, ennek megfelelően a 7.4. táblázatban minden egyes változóhoz két α érték tartozik. Az utolsó két oszlop az α értékek szignifikanciáját mutatja.

A mezőgazdasági termelői árindexek modelljében az árfolyamnak megfelelő mindkét, míg a pénzkínálatnak megfelelő egyik α érték szignifikáns. A termelői árindex, valamint a kamatnak megfelelő α értékek nem szignifikánsak, így ezeket a változókat a rendszerhez képest gyengén exogénnek tekinthetjük. Az élelmiszerek fogyasztói árindexeinek modelljében a kamatok, valamint a pénzkínálat esetében találunk egy-egy szignifikáns α értéket, míg az élelmiszerek fogyasztói árindexének, valamint az árfolyamnak megfelelő α értékek nem szignifikánsak, ezért utóbbiakat a hibakorrekciós rendszerre gyengén exogénnek tekinthetjük. A gyengén exogén változók esetében, ha sokk éri a rendszert, ezek a változók letérnek a hosszú távú fejlődési pályájukról, és nincsen hibakorrekciós mechanizmus, ami „visszahúzná” őket. A 7.5. táblázatban a mezőgazdasági termelői árindexek (*PPI*) és az élelmiszerek fogyasztói árindexeinek (*FPI*) modelljeinek egyes specifikációs próbáit mutatjuk be.

7.4. TÁBLÁZAT ■ Az alkalmazkodási sebesség (α) mátrix

Modell	Változó	α mátrix		t -értékek	
<i>PPI, RIR, RXR, RM2</i>	ΔPPI	0,133	-0,154	0,888	-1,148
	ΔRIR	-0,041	0,038	-1,893	1,969
	ΔRXR	-0,254	0,245	-3,634	3,921
	$\Delta RM2$	-0,060	0,032	-2,461	1,498
<i>FPI, RIR, RXR, RM2</i>	ΔFPI	-0,021	0,007	-1,438	0,710
	ΔRIR	-0,036	0,002	-4,175	0,407
	ΔRXR	-0,025	0,027	-1,117	1,583
	$\Delta RM2$	0,006	-0,038	0,600	-4,437

7.5. TÁBLÁZAT ■ Reziduumpróbák

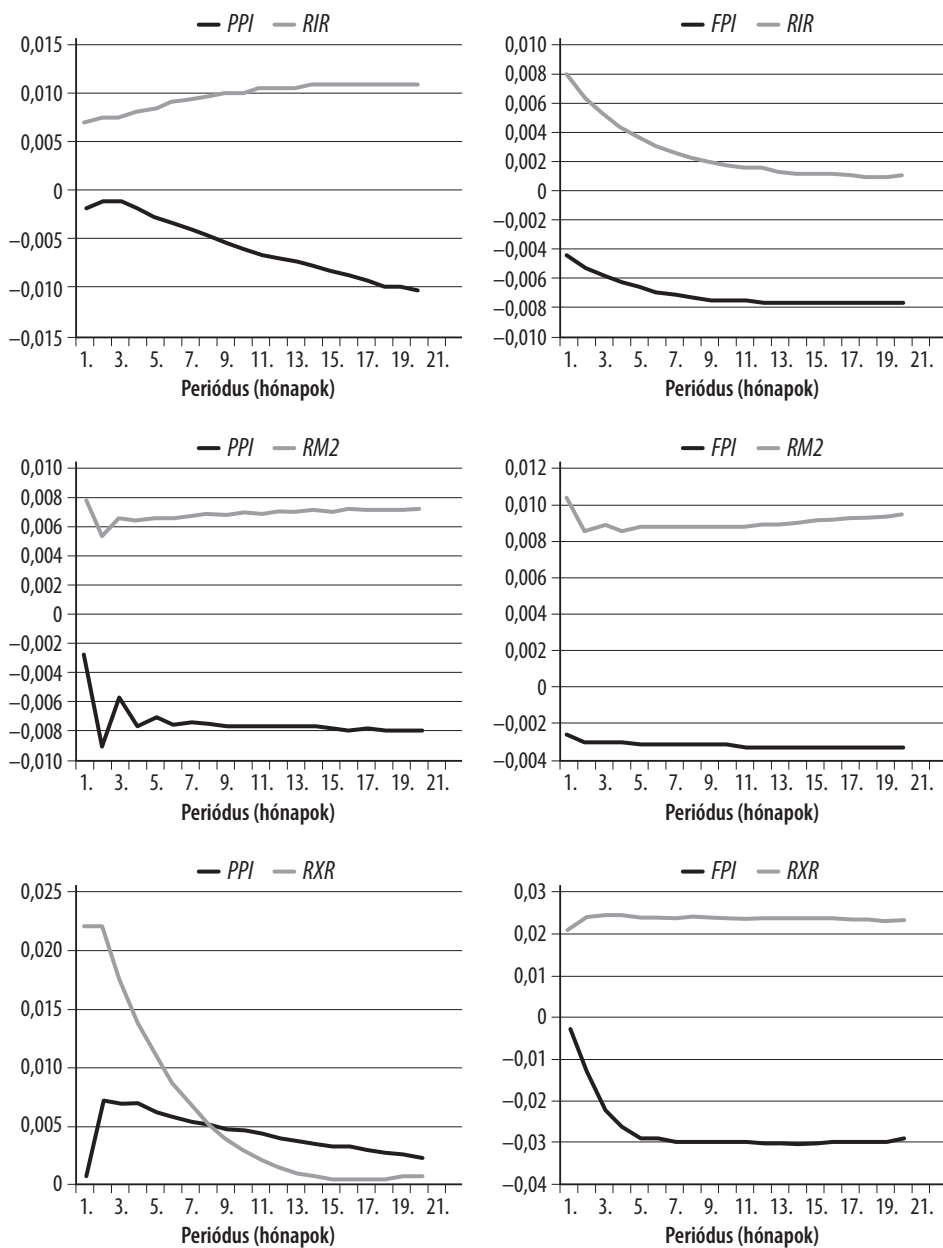
Modell	Szignifikancia			
	Ljung–Box(20)	LM(1)	LM(4)	Jarque–Bera-féle normalitás
<i>PPI, RIR, RXR, RM2</i>	0,09	0,25	0,06	0,246
<i>FPI, RIR, RXR, RM2</i>	0,62	0,74	0,97	0,000

A Ljung–Box-próba 5 százalékos szignifikanciaszinten nem mutatott autokorrelációt az első 20 hibatag között, a többváltozós LM autokorrelációs próbák nem utasítják el az első, illetve negyedrendű autokorreláció-mentes reziduumok nullhipotézisét. A Jarque–Bera-féle normalitáspróba eredményeinek szerint mezőgazdasági termelői árindexek modellje esetében nem utasíthatjuk el a nullhipotézist, azaz azt, hogy a VECM-rendszer reziduumai normális eloszlásúak. Az élelmiszerek fogyasztói árindexeinek modelljében a reziduumok (főként a rendszer egyes egyenletei reziduumainak az eloszlásában tapasztalt kurtózis miatt) azonban nem normális eloszlásúak. Ez azt jelenti, hogy „a teszteredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb eloszláscsoportra is igazak” (Cramon-Taubadel [1998] 10. o.).

Impulzus–válasz-függvények

A következő lépés a VECM-rendszerek becslése, az exogénitásra vonatkozó eredmények figyelembevételével. Mivel a VAR-rendszerek egyéni együtthatóinak az értelmezése nehézkes, ezért impulzus–válasz-függvényekkel, grafikusan vizsgáljuk a két modellt. A Pesaran és Shin [1998] típusú általános impulzus–válasz-függvényeket a 7.8. ábrán mutatjuk be.

7.8. ÁBRA ■ Impulzus-válasz-függvények a termelői és fogyasztói árindexek modelljeire



Az árfolyam kivételével a makrogazdasági mutatókat ért sokkokra hasonlóan reagálnak a mezőgazdasági termelői árindex, valamint az élelmiszerek fogyasztói árindex modelljének változói. A kamatlábat (*RIR*) ért pozitív sokk kezdetben növeli a termelői árindexet, majd később az utóbbi csökkenéséhez vezet. Fogyasztói szinten a kamatláb csökkenése azonnal hatással van, csökkenti az élelmiszerárakat. Várakozásainknak megfelelően egy visszafogottabb pénzügyi politika, csökkenő pénzkínálat (*RM2*) mellett negatívan hat az árakra a szektor mindkét szintjén. Figyelemre méltó az azonnali – az *RM2* változót ért eredeti sokkal nagyobb mértékű – változás a termelői árindexben. A termelői árindexnek a sokkot követő nagymértékű instabilitása (szekvenciálisan csökkenő és növekvő szakaszok) 9 hónapig tart. Úgy tűnik, hogy a forint/dollár árfolyamot (*RXR*) ért sokkokra másképp reagál a mezőgazdasági piac két szintje. Termelői szinten egy enyhe árfolyam-növekedés nagymértékű termelői ár-növekedéshez vezet, majd egy meredek árfolyamcsökkenés csak késleltetett és kisebb mértékű termelői ár-csökkenést indukál. Az eredmény talán a magyar mezőgazdaság viszonylag nagymértékű exportorientáltságával, illetve a külföldi piacoktól való függésével magyarázható. Fogyasztói szinten az eredmények nehezen magyarázhatók, hiszen a grafikus elemzés az árfolyam növekedésére válaszul élelmiszer-ár-csökkenést mutat, ami talán a jelen kutatás előtt rejtve maradt, a makrogazdasági mutatókat a mezőgazdasággal összekötő mechanizmusnak lehet a következménye.

Következtetések

Elemzésünk egyik újítása, hogy szimultán vizsgáltuk a mezőgazdasági szektor két (termelői és fogyasztói) szintjét, valamint egyes makrogazdasági mutatók közötti kapcsolatokat. A két-két kointegrációs vektor a mezőgazdasági termelői árindex, illetve az élelmiszerek fogyasztói árindexének modelljeiben empirikusan bizonyítja a mezőgazdasági változók és a szélesebb makrogazdasági változók közötti hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot. Az összefonódásból következik, hogy a makrogazdasági változókat érő sokkok azonnal továbbterjednek az agrárgazdasági szektorra. Az impulzus-válaszfüggvényeken alapuló grafikus elemzés azt mutatja, hogy az árfolyamot, a kamatlábat, illetve a pénzkínálatot ért sokkok az árakon keresztül nagymértékben befolyásolják a magyar mezőgazdaságot. A mezőgazdasági és az élelmiszerpiac mindkét vizsgált szintjén az árak hasonlóan reagálnak a kamatok és a pénzkínálatot ért sokkokra. Várakozásainknak megfelelően a kamatlábváltozót ért negatív sokk olcsóbbá teszi a hitelt egyrészt a gazdálkodók, másrészt a feldolgozószektor számára, így a költségcsökkenések miatt esnek a mezőgazdasági termelői és a fogyasztói árak is. Megfigyelhető, hogy a termelői árak aszimmetrikusan reagálnak a kamatlábváltozásra. Egy esetleges csökkenés azonnal megjelenik a termelői árakban, míg az enyhe kamatláb-emelkedés nem töri meg a termelői árak csökkenő trendjét. A kutatás empirikusan igazolta a pénzkínálat mezőgazdasági szektorra (ezen belül is főleg a termelői szintre) gyakorolt jelentős hatását.

Másik fontos eredményünk, hogy a pénzügypolitikának az árakon keresztül szignifikáns hatása van a mezőgazdasági szektorra. Az egyébként is erőteljesen instabil termelői árakra kifejtett hatás lényegesen nagyobb mértékű, mint az élelmiszerek fogyasztói árára gyakorolt befolyás. Elemzésünknek két fontos szakpolitikai következménye van. Egyrészt, a monetáris és az árfolyam politikának jelentős hatása van a mezőgazdasági árakra. Ezért a termelői árak stabilizálását célul kitűző bármilyen agrárpolitikának figyelembe kell vennie a makrogazdasági hatásokat is, másképpen nem, vagy csak kis mértékben teljesíthetők az árstabilizálási célok. Másrészt, a makrogazdasági hatások ellensúlyozhatják az agrárpolitika termelőket segítő hatásait, amely megnehezíti a hatásos és célirányos agrárpolitika kialakítását.

Mezőgazdasági árak túlszaladása Szlovéniában

Felhasznált adatok és módszertan

Kutatásunk empirikus részében a *Saghaian és szerzőtársai* [2002a] modelljét követjük. A modell kis, nyitott gazdaságot feltételez, ami Szlovéniát is jellemzi. A 135 megfigyelésből álló havi idősor adatok a 1995 januárja és 2006 márciusa közötti (Szlovénia 2007-ben vezette be az eurót) időszakot ölelik fel. A változók a következők: mezőgazdasági termelői árindex (*PPI*), az ipari termelői árindex (*IPI*), szlovén tollár/euró árfolyam (*XR*), valamint a pénzkínálat (*M1*). A változók leíró statisztikáit a 7.6. táblázat tartalmazza.

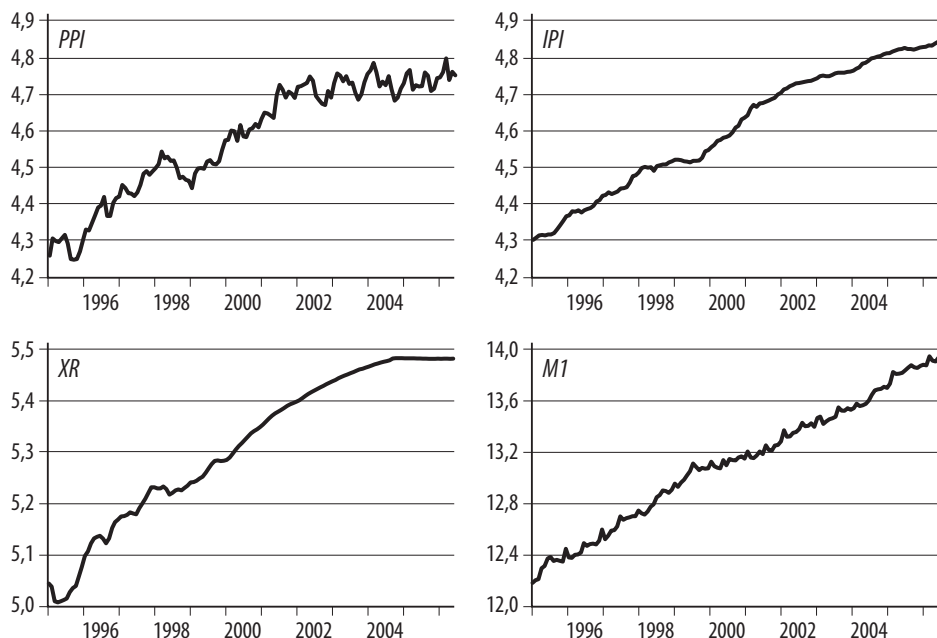
7.6. TÁBLÁZAT ■ A változók leíró statisztikái

Változó	Középérték	Szórás	Minimum	Maximum
<i>PPI</i>	99,21	14,81	70,24	121,8
<i>IPI</i>	102,02	16,99	74	128,1
<i>XR</i>	204,75	28,68	149,5	239,82
<i>M1</i>	563592,5	264132,9	198020	1151419

Forrás: Saját számítások a szlovén statisztikai hivatal és a szlovén nemzeti bank adatai alapján.

A modellbecsléshez a felsorolt változók természetes alapú logaritmusát használjuk (*PPI*, *IPI*, *XR* és *M1*). Az adatokat a 7.9. ábrán mutatjuk be.

7.9. ÁBRA ■ A mezőgazdasági és ipari árindexek, az árfolyam, valamint a pénzkínálat változók természetes alapú logaritmusa (1995. január–2006. március)



Forrás: Saját számítások a szlovén statisztikai hivatal és a szlovén nemzeti bank adatai alapján

Integráció és kointegráció próbák

A 7.7. táblázat tartalmazza az ADF és Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) egységgyökpróbák eredményeit (Kwiatkowski és szerzőtársai [1992]). A két próba egymással ellentétes nullhipotézist alkalmaz: az ADF próba nullhipotézise az, hogy az idősor egységgyököt tartalmaz, míg a KPSS eljárás nullhipotézise stacionárius folyamatot feltételez. Robusztus eredményeket kaptunk: mindkét próba következtetése, hogy a négy elemezni kívánt idősor elsősorban integrált, vagyis $I(1)$.

7.7. TÁBLÁZAT ■ Egységgyökpróbák

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	ADF-próba	KPSS-próba
PPI	Konstans	2	–1,66	1,36***
	Konstans és trend	0	–2,06	0,26***
IPI	Konstans	3	–1,59	1,44***
	Konstans és trend	10	–1,67	0,20**
XR	Konstans	12	–2,00	1,41***
	Konstans és trend	12	0,45	0,26***

A 7.7. TÁBLÁZAT folytatása

Változó	Specifikáció	Késleltetések száma	ADF-próba	KPSS-próba
<i>M1</i>	Konstans	3	−0,26	1,44***
	Konstans és trend	3	−2,00	0,19**
ΔPPI	Konstans	0	−11,93***	0,27
ΔIPI	Konstans	2	−4,09***	0,29
ΔXR	Konstans	11	−3,06**	0,36*
$\Delta M1$	Konstans	2	−5,70***	0,22

Megjegyzés: Az ADF-próba, 0,95 (0,99) kritikus értékei konstanssal: −2,85 (−3,43), konstanssal és trenddel pedig: −3,41 (−3,96). A szezonális hatások figyelembevételéhez 12 centrált szezonális kétértékű változót is bevettünk a regresszióba, a késleltetést pedig az Akaike-féle információs kritérium (AIC) segítségével határoztuk meg. A KPSS-próba 0,95 (0,99) kritikus értékei konstanssal: 0,46 (0,73), konstanssal és trenddel pedig: 0,14 (0,21). *** 1 százalékos, ** 5 százalékos és * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Forrás: Saját számítások.

Itt is alkalmazhatjuk a módszertani fejezetben tárgyalt Pantula-elvet (*Harris–Solis* [2003]), amely segít a kointegráció rangja és specifikációja (függvényformája) szimultán kiválasztásában. A három késleltetés valamint havi szezonális kétértékű változókkal végzett Johansen-féle kointegrációs próbák eredményeit a 7.8. táblázaban közöljük. „Kointegrációs egyenletre korlátozott konstans” specifikációval 5 százalékos szignifikanciaszint mellett két, 10 százalékos szignifikanciaszint mellett pedig három kointegrációs vektort azonosíthatunk.

7.8. TÁBLÁZAT ■ Johansen-féle kointegrációs próba

Kointegrációs vektorok száma	Próbastatisztika	<i>p</i> -érték	90 százalék kritikus érték	95 százalék kritikus érték
0	100,03	0,000	50,50	60,81
1	57,01	0,000	32,25	40,78
2	19,56	0,061	17,98	24,69
3	6,90	0,135	7,60	12,53

Forrás: Saját számítások.

Az elméleti modellt is figyelembe véve, amely vizsgált nemzetgazdasági ágazatonként egy kointegrációs vektort feltételez, 10 százalékos szignifikanciaszintet alkalmazva, a három kointegrációs vektor hipotézisét fogadjuk el.

Vektor-hibakorrekciós modellbecslés

Mivel változóink integráltak és kointegráltak, egy VECM-modell alkalmas a rendszer hosszú, illetve rövid távú dinamikájának szimultán vizsgálatára. A kointegrációs komponens, az alkalmazkodási sebesség vektorai, a determinációs koefficiens, egyes információs kritériumok, valamint a regressziós próbák becsléseit a 7.9. táblázatban mutatjuk be.

7.9. TÁBLÁZAT ■ VECM-modell becslés és diagnosztikák^a

	1. kointegrációs egyenlet	2. kointegrációs egyenlet	3. kointegrációs egyenlet	
PPI_{t-1}	1,0000	0,0000	0,0000	
IPI_{t-1}	0,0000	1,0000	0,0000	
XR_{t-1}	0,0000	0,0000	1,0000	
$M1_{t-1}$	-0,847 (-5,168) ^a	-0,757 (-6,394)	-0,616 (-6,278)	
<i>Konstans</i>	7,870 (3,507)	6,275 (3,873)	3,575 (2,664)	
Vektor-hibakorrekciós modell (VECM)	ΔPPI_t	ΔIPI_t	ΔXR_t	$\Delta M1_t$
Hibakorrekció (α vektor)				
1. egyenlet	-0,328 (-4,358)	0,054 (3,706)	0,011 (0,082)	-0,162 (-2,50)
2. egyenlet	0,103 (1,147)	-0,034 (-2,506)	0,032 (2,518)	0,012 (0,199)
3. egyenlet	0,429 (3,685)	-0,044 (-1,958)	-0,056 (-2,600)	0,283 (2,814)
LM próba AR(1)		14,073		
LM próba AR(2)		31,516		
LM próba AR(4)		72,589		
Portmanteau-próba AR(16)		219,41		
Jarque–Bera-féle normalitáspróba	1,49	2949	29,357***	1,782

Megjegyzés: *t*-értékek a zárójelben.

^a A VECM-modell rövid távú dinamikáját leíró (a négy változó első differenciáinak a késleltetése) koefficiens-becsléseket nem közöljük.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos és * 10 százalékos szinten szignifikáns.

Forrás: Saját számítások.

A mezőgazdasági termelői árindex és a pénzkínálat, az ipari termelői árindex és apénzkínálat, valamint az árfolyam és a pénzkínálat között becsült empirikus hosszú távú kapcsolat megfelel a várakozásainknak. A pénzkínálat-változó együttthatói mindegyik kointegrációs vektorban szignifikánsak, előjelük negatív, ami konzisztens a közgazdasági elmélettel: az expanzív pénzpólitika pozitívan befolyásolja az árakat. A pénzsemlegeségi hipotézis azt feltételezi, hogy a pénzkínálat változó (*M1*) együttthatói 1-hez közeli

értékek (vagyis 1 százalékos pénzkínálat-bővülés hasonló hatást gyakorol a különböző nemzetgazdasági ágazatok árindexeire). Eredményeink szerint 1 százalékos változás az $M1$ változóban, 0,847, 0,757 és 0,616 százalékos változást indukál a mezőgazdasági termelői árakban, az ipari termelői árindexben, valamint a szolgáltatási ágazat árait tükröző árfolyamban. Következik, hogy hosszú távú kointegrációsvektor-becsléseink nem támasztják alá a pénzsemlegesség hipotézisét (az összes kointegrációs egyenletben -1 értékre korlátozott $M1$ koefficiens nullhipotézist $p = 0,000$ szignifikanciaszint mellett utasítjuk el).

Az egyenletben az alkalmazkodási sebesség α vektor (más néven hibakorrekciós tag) elemei mérik azt a sebességet, amellyel a rendszer egyes rövid távú egyenletei visszatérnek hosszú távú pályájukra egy egyensúlytalanságot okozó monetáris sokk után. Például, ha a mezőgazdasági árak rövid távon túlszaladnak, akkor a megfelelő α koefficiens negatív, hiszen az áraknak esniük kell ahhoz, hogy újra elérjék hosszú távú egyensúlyi pályájukat. Figyelembe véve, hogy két rugalmas árazású, illetve egy rugalmatlan árazású ágazat árait vizsgáljuk, azt várnánk, hogy a rugalmas árazású (*flex-price*) szektoroknak megfelelő α paraméter (abszolút értékben) nagyobb legyen (*Saghian és szerzőtársai* [2002a], [2002b]). Ahogyan az elmélet sugallja, a mezőgazdasági árindex, az ipari árindex, valamint az árfolyam egyenletéhez tartozó alkalmazkodási sebesség paraméterei mind negatívak, szignifikánsak, sorrendben a következő értékeket veszik fel: $-0,328$, $-0,034$, és $-0,056$, (a 7.9. táblázatban dőlt számmal). Sőt a rugalmas árazású szektorokhoz tartozó paraméterek abszolút értékben nagyobbak, mint az ipari ágazatához tartozó érték, ami az elméletnek megfelelően gyorsabb alkalmazkodást feltételez a rugalmas, mint a nem rugalmas árazású szektorokban.

Eredményeink konzisztensek az elméleti modellel, valamint a témával foglalkozó nemzetközi szakirodalommal. Egy korlátozatlan VAR-moddellel megvizsgáltuk a változók közötti azonnali oksági viszonyt (*Lütkepohl* [1991]). Eredményeink azt mutatják, hogy minden esetben az oksági viszony a pénzkínálat-változótól mutat az árváltozók felé, hangsúlyozva a pénzkínálat meghatározó szerepét az ágazatok árindexeinek meghatározásában.

A 7.9. táblázat alsó harmadában ismertetett eredmények azt mutatják, hogy a VECM-modell jól specifikált, a hibatagok autokorreláció-mentesek (első-, másod- és negyedrendű autokorrelációt tesztelő LM-próbák, valamint *portmanteau*-próba), a Jarque–Bera-féle normalitáspróba pedig egyedül az árfolyam-egyenlet esetében utasítja el a normális eloszlású reziduumok nullhipotézisét. Ugyanakkor a normalitás feltétel megsértése pusztán némi óvatosságra int a próbák esetében, az aszimptotikus eredmények más eloszlások esetében is érvényben maradnak (*Cramon-Taubadel* [1998]).

Következtetések

A szlovén gazdaság számos monetáris sokkon/kiigazításon ment keresztül, az egykori Jugoszláviában tapasztalt expanzív monetáris politikának köszönhető hiperinflációs környezettől, a saját valuta bevezetésén keresztül, az euró 2004. évi bevezetését megelőző stabilizációs periódusig. Ez konzisztens a szlovén gazdaságban a vizsgált periódus első részében jellemző lebegő árfolyamrendszerrel. Ebben az időszakban Szlovénia korlátozott agrárkereskedelmi politikát folytatott (főleg egyes, szlovén agrárium szempontjából érzékeny termékek esetében). Az agrárkereskedelem nagyobb mértékű liberalizációjára csak az EU-csatlakozást megelőző időszakban került sor. Így a monetáris politika a pénzkínálaton keresztül talán még nagyobb mértékben befolyásolta a szlovén agrárium jólétét.

A Johansen-féle kointegrációs próba három hosszú távú egyensúlyi kapcsolatot mutatott ki a szlovén mezőgazdasági, ipari árindexek, árfolyam, valamint pénzkínálat változó között. Bizonyítottunk tekinthetjük azt a hipotézist, hogy a makrogazdasági környezetet leíró változókat ért sokkok hatással voltak a mezőgazdasági árakra. Az irodalommal összhangban (például *Asfaha–Jooste* [2007], *Saghalian és szerzőtársai* [2002a], [2002b]) eredményeink azt mutatják, hogy a pénzsemlegességi hipotézis nem állja meg a helyét Szlovéniában. Úgy találtuk, hogy a mezőgazdasági termelői árak gyorsabban kiigazítódnak egy rendszert ért exogén sokkot követően, mint az ipari árak. A szolgáltatásszektor árindexének közelítőjeként használt árfolyamváltozó is rugalmas, gyorsabban korrigál, mint az ipari árindex egyenletben (bár a különbség az alkalmazkodási sebességek között kicsi). Amint az elméleti modell is sugallta, a rugalmas ágazatok a korrekción keresztül nagyobb mértékben veszik ki a részüket például egy restriktív pénzügypolitika következményeiből, mint a rugalmatlan (ipari) ágazat. Az átmeneti időszakban a mezőgazdaságba az áron keresztül begyűrűző makrogazdasági hatások csökkentik a gazdálkodók pénzügyi életképességét. Eredményeink alapján megállapíthatjuk, hogy az inflációs nyomást kezelő pénzügypolitikának figyelembe kellene vennie a pénzkínálaton, majd mezőgazdasági árakon keresztül a mezőgazdasági piacokra gyakorolt közvetett hatásokat is. Eredményeink elsősorban a Szlovéniához hasonló átmeneti gazdaságokra nézve relevánsak. Figyelembe véve azonban a fejlett gazdaságok jelenlegi pénzügyi, valamint bankszektor-stabilizálást célzó expanzív makrogazdasági politikáját, modellünk általánosítása alapján várható a globális mezőgazdasági árak túlszaladása, ami jelentős jövedelemátcsoportosítást válthat ki a különböző gazdasági ágazatok között.

Hivatkozások

- ABDULAI, A. [2002]: Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, Vol. 34. No. 6. 679–687. o.
- ARDENI, P. G.–FREEBAIRN, J. [2002]: The Macroeconomics of Agriculture. Megjelent: *Gardner, B.–Rausser, G. C.* (szerk.): *Handbook of Agricultural Economics*. Vol. 2A. North-Holland, Amsterdam, 1455–1485. o.
- ARDENI, P. G.–RAUSSER, G. C. [1995]: Alternative Subsidy Reduction Path: The Role of Fiscal and Monetary Policy Linkages. Megjelent: *Rausser, G. C.* (szerk.): *GATT Negotiation and the Political Economy of Policy Reform*. Springer-Verlag, Berlin, 315–345. o.
- ASFAHA, T. A.–JOOSTE, A. [2007]: The Effects of Monetary Changes on Relative Agricultural Prices. *Agrekon*, Vol. 46. No. 4. 460–474. o.
- AZZAM, A. M. [1999]: Asymmetry and Rigidity in Farm – Retail Price Transmission. *American Journal Agricultural Economics*, Vol. 81. No. 3. 525–533. o.
- BAILEY, D.–BRORSEN, B. W. [1989]: Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 14. No. 2. 246–252. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN [2004]: Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon. PhD-disszertáció, Budapesti Corvinus Egyetem.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN [2005a]: Aszimmetrikus ártranszmisszió a mezőgazdasági piacokon. *Külgazdaság*, 49. évf. 7–8. sz. 99–115. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN [2005b]: Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon. *Közgazdasági Szemle*, 52. évf. 9. sz. 648–663. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN, BRÜMMER, B.–FERTŐ, IMRE–CRAMON-TAUBADEL, S. von [2012]: Wheat market integration between Hungary and Germany. *Applied Economics Letters*, 19. 785–788. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE [2005]: Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy. Paper prepared for presentation at the XIth International Congress of EAAE. Koppenhága, augusztus 24–27.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE [2006]: A makrogazdasági változók hatása a magyar mezőgazdaságra. *Külgazdaság*, 50. évf. 7–8. sz. 28–43. o.
- BAKUCS LAJOS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE [2007]: A mezőgazdasági árak térbeli integrációja a magyar tejpiacon. *Területi Statisztika*, 10. (47.) évf. 5. sz. 410–426. o.
- BALCOMBE, K.–BAILEY, A.–BROOKS, J. [2007]: Threshold effects in price transmission: The case of Brazilian wheat, maize and soya prices. *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 89. No. 2. 308–323. o.
- BALKE, N. S.–FOMBY, B. W. [1997]: Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38. 627–645. o.
- BALL, L.–MANKIW, N. G. [1994]: Asymmetric Price Adjustments and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, Vol. 104. No. 423. 247–261. o.
- BÁRDOS KRISZTINA–FERTŐ IMRE [2006]: The Contract Choice of Retailers in Hungarian Beef Sector. Megjelent: *Fritz, M.–Rickert, U.–Schiefer, G.* (szerk.): [2006]: *Trust and Risk in Business Networks*. Bonn, Germany, Universität Bonn-ILB Press, 509–516. o.

- BEDROSSIAN, A.–MOSCHOS, D. [1988]: Industrial Structure, Concentration and the Speed of Price Adjustment. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 36. No. 4. 459–475. o.
- BEN-KAABIA, M.–GILL, J. M.–BOSHNIJAKU, L. [2002]: Price transmission asymmetries in the Spanish lamb sector. X. Congress of European Association of Agricultural Economists, augusztus 28–31. Zaragoza, Spanyolország.
- BERCK, P.–BROWN, J.–PERLOFF, J. M.–VILLAS-BOAS, S. B. [2008]: Sales: Tests of Theories on Causality and Timing. *International Journal of Industrial Organisation*, Vol. 26. No. 6. 1257–1273. o.
- BESSLER, D. A. [1984]: Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 65. No. 1. 25–30. o.
- BESSLER, D. A.–YANG, J.–WONGCHARUPAN, M. [2003]: Price Dynamics in the International Wheat Market: Modeling with Error Correction and Directed Acyclic Graphs. *Journal of Regional Science*, Vol. 43. No. 1. 1–33. o.
- BOJNEC, S. [2002]: Price Transmission and Marketing Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets During Transition. X. Congress of European Association of Agricultural Economists, augusztus 28–31. Zaragoza, Spanyolország.
- BOJNEC, S.–PETER, G. [2005]: Vertical market integration and competition in the meat sector in Slovenia. *Agricultural and Food Science*, Vol. 14. No. 3. 236–249. o.
- BORENSTEIN, S.–CAMERON, C. A.–GILBERT, R. [1997]: Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 1. 305–339. o.
- BROOKS, K.–NASH, J. [2002]: The Rural Sector in Transition Economies. Megjelent: *Gardner, B.–Rausser, G. C.* (szerk.): *Handbook of Agricultural Economics*. Vol. 2A.: North-Holland, Amsterdam, 1547–1592. o.
- CANDELON, B.–LÜTKEPOHL, H. [2000]: On the reliability of Chow type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models. Discussion paper, Humboldt University, Berlin.
- CHAMBERS, R. G. [1984]: Agricultural and Financial Market Interdependence in the Short Run. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 66. No. 1. 12–24. o.
- CHEVALIER, J. A.–KASHYAP, A. K.–ROSSI, P. E. [2003]: Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. *American Economic Review*, 93. No. 1. 15–37. o.
- CHO, G.–KIM, M.–KOO, W. W. [2004]: The Relative Impact of National Monetary Policies and International Exchange Rate on Long-Term Variations in Relative Agricultural Prices. *Agribusiness & Applied Economics Report*, No. 528, Center for Agricultural Policy and Trade Studies, Department of Agribusiness and Applied Economics, North Dakota State University.
- CLIFF, A. D.–ORD, J. K. [1981]: *Spatial processes: models and applications*. Pion, London.
- CONLISK, J.–GERSTNER, E.–SOBEL, J. [1984]: Cyclic Pricing by a Durable Goods Monopolist. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99. No. 3. 489–505. o.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON [1998]: Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25. No. 1. 1–18. o.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON–LOY, J. P.–MEYER, J. [2006]: Data aggregation and vertical price transmission: An experiment with German food prices. Előadás a Nemzetközi Agrárközgazdasági Társaság konferenciáján, Brisbane, augusztus 12–18.
- DARVAS ZSOLT [2004]: Bevezetés az időszorelemzés fogalmaiba. Egyetemi jegyzet, Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- DAWSON, P. J.–DEY, P. K. [2002]: Testing For the Law of One Price: Rice Market integration in Bangladesh. *Journal of International Development*, Vol. 14. No. 4. 473–484. o.

- DAWSON, P. J.–SANJUAN, A. I.–WHITE, B. [2006]: Structural Breaks and the Relationships between Barley and Wheat Futures Prices on the London International Future Exchange. *Review Agricultural Economics*, Vol. 28. No. 1. 585–594. o.
- DEVADOSS, S.–MEYERS, W. H. [1987]: Relative Prices and Money: Further Results for the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69. No. 4. 838–842. o.
- DICKEY, D. A.–FULLER, W. A. [1979]: Distributions of the Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75. No. 366. 427–431. o.
- DICKEY, D. A.–FULLER, W. A. [1981]: Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49. No. 4. 1057–1072. o.
- DORNBUSCH, R. [1976]: Expectations and Exchange Rates Dynamics. *Journal of Political Economy*, Vol. 84. No. 6. 1161–1176. o.
- EJRŊÆS, M.–PERSSON, K. G. [2000]: Market Integration and Transport Costs in France 1825–1903: A Threshold Error Correction Approach to the Law of One Price. *Extrapolation in Economic History*, Vol. 37. No. 2. 149–173. o.
- ELHORST, J. P.–STRIJKER, D. [2003]: Spatial developments of EU agriculture in the post war period: The case of wheat and tobacco. *Agricultural Economics Review*, Vol. 4. No. 1.
- ELLIOTT, G.–ROTHENBERG, T. J.–STOCK, J. H. [1996]: Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, Vol. 64. No. 4. 813–836. o.
- ENGLE, R. F.–GRANGER, C. W. J [1987]: Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55. No. 2. 251–276. o.
- FACKLER, P. L.–GOODWIN, B. K. [2001]: Spatial Market Integration. Megjelent: *Rausser, G.–Gardner, B.* (szerk.). *Handbook of Agricultural Economics*. Elsevier Publishing, Amszterdam, Vol. 1. Part B, 971–1024. o.
- FEDERICO, G. [2007]: Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy. *Explorations in Economic History*, Vol. 44. No. 2. 293–316. o.
- FERRIS, J. N. [1997]: *Agricultural Prices and Commodity Market Analysis*. McGraw-Hill, Boston, MA.
- FERTŐ IMRE [2000]: Hogyan alakulnak a mezőgazdasági árak hosszú távon? *Gazdálkodás*, 44. évf. 5. sz. 19–26. o.
- FERTŐ IMRE [2006]: Az agrárkereskedelem dinamikája. A csatlakozó országok esete. *Statisztikai Szemle*, 84. évf. 4. sz. 380–399. o.
- FERTŐ IMRE–BAKUCS LAJOS ZOLTÁN [2009]: Árleszállítások és a kiskereskedelmi árak változása a tejtermékek piacán. *Közgazdasági Szemle*, 61. évf. 7–8. sz. 634–647. o.
- FERTŐ IMRE–SZABÓ G. GÁBOR [2004]: Értékesítési csatornák választása a magyar zöldség-gyümölcs szektorban. *Közgazdasági Szemle*, 51. évf. 1. sz. 77–89. o.
- GARDNER, B. L. [1975]: The Farm – Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 57. No. 3. 399–409. o.
- GHOSHRAJ, A. [2002]: Asymmetric Price Adjustment and the World Wheat Market. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 53. 2. 299–317. o.
- GHOSHRAJ, A. [2007]: An Examination of the Relationship Between U.S. and Canadian Durum Wheat Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55. No. 1. 49–62. o.
- GILMOUR, B.–FAWCETT, P. [1987]: The relationship between US and Canadian wheat prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 35. No. 3. 237–254. o.
- GOLLNICK, H. [1973]: Zur statistischen Schätzung und Prüfung irreversibler Nachfragefunktionen. *Agrarwirtschaft*, Vol. 21. No. 2. 227–231. o.
- GONZALO, J.–PITARAKIS, J.-Y. [2006]: Threshold Effects in Cointegrating Relationships. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol. 68. 813–833. o.

- GOODWIN, B. K.–HARPER, D. C. [2000]: Price Transmission, Threshold Behaviour, and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 32. No. 3. 543–553. o.
- GOODWIN, B. K.–HOLT, M. T. [1999]: Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81. No. 3. 630–637. o.
- GOODWIN, B. K.–PIGGOTT, N. E. [2001]: Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83. No. 2. 302–317. o.
- GOODWIN, B. K.–SCHROEDER, T. C. [1991]: Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73. No. 2. 452–464. o.
- GREGORY, A. W.–HANSEN, B. E. [1996]: Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, Vol. 70. No. 1. 99–126. o.
- HAMILTON, J. D. [1989]: A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, Vol. 57. No. 2. 357–384. o.
- HANSEN, B. E.–SEO, B. [2002]: Testing for Two Regim Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models. *Journal of Econometrics*, Vol. 110. No. 2. 293–318. o.
- HARRIS, R. I. D. [1995]: *Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling*. Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf.
- HARRIS, R.–SOLLIS, R. [2003] *Applied Time Series Modeling and Forecasting*. John Wiley & Sons Ltd., Chichester, England.
- HAYENGA, M. L. (szerk.) [1979]: *Pricing Problems in the Food Industry*. Monograph 7. North Central Regional Project 117. University of Wisconsin, Madison
- HEIEN, D. M. [1980]: Markup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 62. No. 1. 10–18. o.
- HOLLOWAY, G. J. [1991]: The Farm – Retail Price Spread in an Imperfectly Competitive Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73. No. 4. 979–999. o.
- HOSKEN, D.–REIFFEN, D. [2004a]: Patterns of Retail Price Variation. *Rand Journal of Economics*, Vol. 35. No. 1. 128–146. o.
- HOSKEN, D.–REIFFEN, D. [2004b]: How Retailers Determine Which Products Should Go on Sale: Evidence From Store-Level Data. *Journal of Consumer Policy*, Vol. 27. No. 2. 141–177. o.
- HOUCK, J. P. [1977]: An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59: No. 3. 570–572. o.
- HUDSON, D. [2007]: *Agricultural Markets and Prices*. Blackwell, Malden, MA.
- IVANOVA, N.–DAWSON, P.–LINGARD, J. [2003]: Macroeconomic Impacts on Bulgarian Agriculture during Transition. *Applied Economics*, Vol. 35. No. 7. 817–823. o.
- JALONHOJA, K.–LIU, X.–PIETOLA, K. [2006]: Asymmetric transmission of price information between the meat market of Finland and other EU countries. Testing for signs on oligopolistic behaviour. MTT Discussion Paper, 2006/2. Agrifood Research Institute, Helsinki.
- JOHANSEN, S. [1988]: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12. No. 2–3. 231–254. o.
- JOHANSEN, S. [1992]: A Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2. *Econometric Theory*, Vol. 8. No. 2. 188–202. o.
- JOHANSEN, S. [1995]: A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables. *Econometric Theory*, Vol. 11. No. 1. 25–59. o.
- JOHANSEN, S.–MOSCONI, R.–NIELSEN, B. [2000]: Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Journal of Econometrics*, Vol. 3. No. 2. 216–249. o.
- KINNUCAN, H. W.–FORKER, O. D. [1987]: Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69. No. 2. 285–292. o.

- KROLZIG, H.-M. [2004]: An Ox package designed for the econometric modeling of univariate and multiple time series subject to shifts in regime, Version 1.31k, <http://www.economics.ox.ac.uk/research/hendry/krolzig/msvar.html>.
- KRUEGER, A. O.–SCHIFE, M.–VALDES, A. [1992]: The political economy of agricultural policies Vol. 1. Oxford University Press és World Bank, Washington D.C.
- KWIATKOWSKI, D. –PHILLIPS, P. C. B. –SCHMIDT, P. M.–SHIN, Y. [1992]: Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That the Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, Vol. 54. No. 1–3. 159–178. o.
- LAI, C.–HU, S.–WANG, V. [1996]: Commodity Price Dynamics and Anticipated Shocks. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78. No. 4. 982–990. o.
- LAL, R. [1990]: Price Promotions: Limiting Competitive Encroachment. *Marketing Science*, Vol. 9. No. 3. 247–262. o.
- LAL, R.–VILLAS-BOAS, J. M. [1998]: Price promotions and trade deals with multi-product retailers. *Management Science*, Vol. 44. No. 7. 935–49. o.
- LEGG, W. [2003]: Agricultural Subsidies: Measurement and Use in policy Evaluation. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54. No. 2. 175–201. o.
- LEVY, D.–BERGEN, M.–DUTTA, S.–VENABLES, R. [1997]: The magnitude of menu costs: Direct evidence from large US supermarket chains. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112. No. 3. 791–825. o.
- LI, L.–CARMAN, H. F.–SEXTON, R. [2005]: Grocery Retailer Pricing Behavior for California Avocados with Implications for Industry Promotion Strategies. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, július 24–27.
- LISTORTI, G.–ESPOSTI, S. [2012]: Horizontal price transmission in agricultural markets: Fundamental concepts and open empirical issues. *Bio-based and Applied Economics*, Vol. 1. No. 1. 81–96. o.
- LÜTKEPOHL, H. [1991]: Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer Verlag, Berlin.
- LYON, C. C.–THOMPSON, G. D. [1993]: Temporal and Spatial Aggregation: Alternative Marketing Margin Models. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75. No. 3. 523–536. o.
- MACDONALD, J. [2000]: Demand, Information, and Competition: Why Do Food Prices Fall at Seasonal Demand Peaks? *Journal of Industrial Economics*, Vol. 48. No. 1. 27–45. o.
- MACKINNON, J. G.–HAUG, A.–MICHELIS, L. [1999]: Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14. No. 5. 563–577. o.
- MADDALA, G. S.–KIM, I. [1988]: Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press, Cambridge.
- MAINARDI, S. [2001]: Limited Arbitrage in International Wheat Markets: Threshold and Smooth Transition Cointegration. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 45. No. 3. 335–360. o.
- MCCORRISTON, S.–MORGAN, C. W.–RAYNER, A. J. [2001]: Price transmission: The interaction between market power and returns to scale. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 28. No. 2. 143–159. o.
- MÉSZÁROS SÁNDOR–POPOVICS PÉTER ANDRÁS [2004]: Price transmission and its analysis in the milk and dairy sector. AKII–MTA, Studies of Agricultural Economics, 101. 5–21. o.
- MEYER, J.–CRAMON-TAUBADEL, S. VON [2002]: Asymmetric Price Transmission: A Survey. X. Congress of European Association of Agricultural Economists, augusztus 28–31. Zaragoza, Spanyolország.
- MEYER, J.–CRAMON-TAUBADEL, S. VON [2004]: Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55. No. 3. 581–611. o.

- MEYER, J. [2004]: Measuring market integration in the presence of transaction costs – A threshold vector error correction approach. *Agricultural Economics*, Vol. 31. No. 2–3. 327–334. o.
- MILLER, J. D.–HAYENGA, M. L. [2001]: Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83. No. 3. 551–561. o.
- MOHANTY, S.–LANGLEY, S. [2003]: The effects of various policy regimes in the integration of North American grain markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51. No. 1. 109–120. o.
- MOHANTY, S.–MEYERS, W.–SMITH, D. B. [1999]: A Reexamination of Price Dynamics in the International Wheat Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 47. No. 1. 21–29. o.
- MOHANTY, S.–PETERSON, W. E.–SMITH, D. B. [1996]: Relationships between Canadian and U.S. Wheat Prices: Cointegration and Error Correction Approach. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 44. No. 3. 265–276. o.
- NELSON, C. R.–PLOSSER, C. I. [1982]: Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10. No. 2. 139–162. o.
- OBSTFELD, M.–TAYLOR, A. M. [1997]: Non-linear aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. *Journal of Japanese and International Economics*, Vol. 11. No. 4. 441–479. o.
- OECD [2001]: Review of Agricultural Policies: Slovenia. Organisation for Economic Co-operation and Development, Parizs.
- ORBÁNNÉ NAGY MÁRIA [2002]: A magyar élelmiszer-gazdaság termelői és fogyasztói árai az Európai Unió árainak tükrében. Agrárgazdasági tanulmányok, 1. sz. Agrárgazdasági Kutató és Informatikai Intézet, Budapest.
- ORBÁNNÉ NAGY MÁRIA [2003]: Az élelmiszer-fogyasztás és a fogyasztói árak konvergenciája Magyarország és az EU között. Agrárgazdasági tanulmányok, 5. sz. Agrárgazdasági Kutató és Informatikai Intézet, Budapest.
- ORBÁNNÉ NAGY MÁRIA–TÓTH JÓZSEF [1997]: Agricultural Market Development and Government Policy in Hungary. The Case of the Pig/Pork Sector. Műhelytanulmány, Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem–The World Bank, Budapest.
- ORDEN, D. [1986a]: Agriculture, Trade, and Macroeconomics: The U.S. Case. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 9, No. 1. 27–51. o.
- ORDEN, D. [1986b]: Money and Agriculture: The Dynamics of Money-Financial Market-Agricultural Trade Linkages. *Agricultural Economics Research*, Vol. 38, No. 1. 14–28. o.
- ORDEN, D.–FACKLER, P. [1989]: Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71. No. 2. 495–502. o.
- PENG, X.–MARCHANT, M. A.–REED, M. R. [2004]: Identifying Monetary Impacts on Food Prices in China: a VEC Model Approach. Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Denver, Colorado, augusztus 1–4.
- PERRON, P. [1989]: The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, No. 57. No. 6. 1361–1401. o.
- PERRON, P. [1997]: Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, Vol. 80. No. 2. 355–385. o.
- PESARAN, M. H.–SHIN, Y. [1998]: Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economic Letters*, Vol. 58. No. 1. 17–29. o.
- PESENDORFER, M. [2002]: Retail Sales: A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. *Journal of Business*, Vol. 75. No. 1. 33–66. o.
- PESENDORFER, M. [2002]: Retail Sales: A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. *Journal of Business*, Vol. 75. No. 1. 33–66. o.

- POPOVICS PÉTER ANDRÁS–TÓTH JÓZSEF [2006]: Az ártranszmisszió és az árak aszimmetrikus hatásának vizsgálata Magyarország tejvertikumában. *Közgazdasági Szemle*, 53. évf. 4. sz. 349–365. o.
- REZITIS, A. [2003]: Mean and volatility spillover effects in Greek producer-consumer meat prices. *Applied Economics Letters*, Vol. 10. No. 381–384. o.
- ROBERTSON, J. C.–ORDEN, D. [1990]: Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Some Evidence from New Zealand. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72. No. 1. 160–171.
- ROZELLE, S.–SWINNEN, J. F. M. [2004]: Success and Failure of Reform: Insights from the Transition of Agriculture. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42. No. 2. 404–456. o.
- SAGHAIAN, S. H.–HASAN, M. F. –REED, M. R. [2002a]: Overshooting of Agricultural Prices in four Asian Countries. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 34. No. 1. 95–109. o.
- SAGHAIAN, S. H.–REED, M. R.–MARCHANT, M. A. [2002b]: Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in an Open Economy. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84. No. 1. 90–103. o.
- SAIKKONEN, P.–LÜTKEPOHL, H. [2000]: Testing for the cointegrating rank of a VAR process with an intercept. *Econometric Theory*, Vol. 16. No. 3. 373–406. o.
- SALOP, S. C. [1977]: The Noisy Monopolist. *Review of Economic Studies*, Vol. 44. No. 3. 393–406. o.
- SALOP, S. C.–STIGLITZ, J. E. [1982]: The Theory of Sales: A Simple Model of Equilibrium Price Dispersion with Identical Agents. *American Economic Review*, Vol. 72. No. 5. 1121–1130. o.
- SERRA, T.–GIL, J. M.–GOODWIN, B. K. [2006]: Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in the EU markets for pigmeat. *Előadás a Nemzetközi Agrárközgazdasági Társaság konferenciáján, Brisbane, augusztus 12–18.*
- SEXTON, R. J.–KING, C. L.–CARMAN, H. F. [1991]: Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73. No. 3. 568–580. o.
- SHILONY, Y. [1977]: Mixed Pricing in Oligopoly. *Journal of Economic Theory*, Vol. 14. No. 2. 373–388. o.
- SHUMWAY, R. C.–DAVIS, G. C. [2001]: Does consistent aggregation really matter? *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 45. No. 2. 161–194. o.
- SOBEL, J. [1984]: The Timing of Sales. *Review of Economic Studies*, Vol. 51. No. 3. 353–368. o.
- SPRIGGS, J.–KAYLEN, M.–BESSLER, D. [1982]: The Lead-Lag Relationship Between Canadian and U.S. Wheat Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64. No. 3. 569–572. o.
- STOKEY, N. L. [1979]: Intertemporal Price Discrimination. *Quarterly Journal of Economics*, 93. No. 3. 355–71. o.
- STOKEY, N. L. [1981]: Rational Expectations and Durable Goods Pricing. *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 12. No. 1. 112–28. o.
- THOMPSON, S. R.–SUL, D.–BOHL, M. T. [2002]: Spatial market efficiency and policy regime change: Seemingly unrelated error correction estimation. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84. No. 4. 1042–1053. o.
- TIFFIN, R.–DAWSON, P. J. [2000]: Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb. *Applied Economics*, Vol. 32. No. 10. 1281–1286. o.
- TOMEK, W. G.–ROBINSON, K. [2003]: *Agricultural Product Prices*. Cornell University Press, Ithaca–London.
- TONG, H. [1983]: *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Springer Verlag, New York.

- TÓTH JÓZSEF [2003]: Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal. *Közgazdasági Szemle*, 50. évf. 4. sz. 370–380. o.
- TSAY, R. R. [1989]: Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 84. No. 405. 231–240. o.
- TUN-HSIANG, E. Y.–BESSLER, D. A.–FULLER, S. W. [2007]: Price Dynamics in U.S. Grain and Freight Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55. No. 3. 381–397. o.
- TWEETEN, L. G.–QUANCE, C. L. [1969]: Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches. *American Journal of Agricultural Economics*, 51. No. 2. 342–352. o.
- VARIAN, H. [1980]: A Model of Sales. *American Economic Review*, Vol. 70. No. 4. 651–659. o.
- VILLAS-BOAS, J. M. [1995]: Models of Competitive Price Promotions: Some Empirical Evidence from the Coffee and Saltine Crackers Markets. *Journal of Economics and Management Strategy*, Vol. 4. No. 1. 85–107. o.
- VILLAS-BOAS, J. M. [2007]: Vertical relationships between manufacturers and retailers: inference with limited data. *Review of Economic Studies*, Vol. 74. No. 2., 321–352. o.
- VOLLRATH, T.–HALLAHAN, C. [2006]: Testing the Integration of U.S. – Canadian Meat and Livestock Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54. No. 1. 55–79. o.
- WARD, R. W. [1982]: Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64. No. 2. 205–212. o.
- WOHLGENANT, M. K. [2001]: Marketing Margins: Empirical Analysis. Megjelent: *Gardner, B.–Rauser, G.* (szerk.) *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1. Elsevier Science.
- WOHLGENANT, M. K.–MULLEN, J. D. [1987]: Modeling the Farm – Retail Price Spread for Beef. *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 12. No. 2. 119–125. o.
- WOLFFRAM, R. [1971]: Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches – Some Critical Notes. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 31. No. 2. 356–359. o.
- ZANIAS, G. P. [1998]: Inflation, Agricultural Prices and Economic Convergence in Greece. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25. No. 1. 19–29. o.
- ZIVOT, E.–ANDREWS, D. [1992]: Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10. No. 3. 251–270. o.

ISBN 978-615-5447-22-8 (nyomtatott)
ISBN 978-615-5447-23-5 (online)
ISSN 1786-5476

Felelős kiadó: Fazekas Károly
Szerkesztő: Patkós Anna
Nyomdai munkák: mondAt Kft.
Felelős vezető: Nagy László